LA CRÉATION D'EMPLOIS DANS LE SECTEUR PRIVÉ

Analyse du Programme de crédit d'impôt à l'emploi

Surendra Gera

Une étude preparée pour le
Conseil économique du Canada

88-05234/

Le **Conseil économique du Canada** est un organisme consultatif indépendant dont le mandat lui enjoint de faire des études, donner des avis et dresser des rapports concernant une grande variété de questions rattachées au développement à moyen et à long termes de l'économie canadienne. Le Conseil est une société de la Couronne composée d'un président, de deux directeurs et d'au plus vingt-cinq autres membres.

En tant que personne morale, le Conseil assume l'entière responsabilité du contenu de l'*Exposé annuel*, ainsi que de certains autres rapports qui sont clairement désignés comme étant des *Rapports du Conseil*. Il publie aussi d'autres ouvrages dont le contenu est explicitement attribué à des auteurs particuliers plutôt qu'au Conseil lui-même. Ces ouvrages à nom d'auteur sont publiés dans l'une ou l'autre des collections suivantes : les *Études*, qui portent sur des sujets susceptibles d'intéresser un vaste auditoire; les *Analyses techniques*, qui traitent de questions susceptibles d'intéresser les spécialistes dans les domaines étudiés; les *Documents*, qui renferment les résultats provisoires de travaux en cours ou portent sur des sujets s'adressant à un auditoire hautement spécialisé dans le but de stimuler la discussion entre spécialistes, et les *Comptes rendus de conférences*. Le Conseil établit une politique générale touchant ces textes, mais c'est au président qu'il incombe de prendre la décision finale de faire publier, sous les auspices du Conseil, des ouvrages dans ces quatre collections.

Pour se prononcer sur la qualité et l'objectivité des ouvrages à nom d'auteur, le président est conseillé par les deux directeurs. De plus, dans le cas des études et des analyses techniques, le président et les deux directeurs sollicitent l'avis de lecteurs extérieurs spécialisés, qui remettent un rapport confidentiel sur la qualité de ces textes. Le fait de publier un ouvrage à nom d'auteur ne signifie pas que le président ou les membres du Conseil souscrivent aux conclusions ou recommandations qu'il contient, mais plutôt que l'analyse est jugée d'une qualité suffisante pour être portée à l'attention du public.

La création d'emplois dans le secteur privé

SURENDRA GERA

La création d'emplois dans le secteur privé

Analyse du Programme de crédit d'impôt à l'emploi

Les résultats de cette étude demeurent l'entière responsabilité de l'auteur et, en tant que tels, n'ont pas reçu l'adhésion des membres du Conseil économique du Canada.

© Ministre des Approvisionnements et Services Canada 1988

En vente au Canada par l'entremise de nos

agents libraires agréés
et autres librairies

ou par la poste auprès du :

Centre d'édition du gouvernement du Canada
Approvisionnements et Services Canada
Ottawa, Canada K1A 0S9

N° de catalogue EC22-148/1988F
ISBN 0-660-92264-9

au Canada : 8,95 $
à l'étranger : 10,75 $

This study is also available in English under the title: *Creating Jobs in the Private Sector*.

Table des matières

Remerciements vii

Avant-propos ix

1 Introduction 1
Les programmes de création directe d'emplois au Canada 1
Le sujet de l'étude 3
Les objectifs de l'étude 4
Le plan de l'étude 5

2 Nature et raison-d'être des programmes de subventions salariales 7
La nature des subventions salariales 7
L'expérience de divers pays 8
Le bien-fondé économique des subventions salariales 13
L'évaluation de l'incidence des subventions salariales 14

3 Le programme de crédit à l'emploi 17
La durée, la forme et le montant de la subvention 17
Les conditions d'admissibilité 17
Les modalités d'applications 18
Les modifications apportées au programme 18
Statistiques descriptives 19
Les caractéristiques des participants au programmes 20
Les employeurs 20
Les travailleurs 22

4 L'efficience du programme de crédit d'impôt à l'emploi (PCIE) 25
Le coût d'option social du travail 25
Le cadre d'analyse 28
Le modèle de base 28
Le coût d'option social d'un emploi (SOCJ) en présence des impôts et des prestations d'assurance-chômage 29
L'estimation du coût d'option social d'un emploi (SOCJ) créé dans le cadre du PCIE 31
L'estimation de la probabilité de trouver un autre emploi (Π) 31
L'estimation de la proportion du temps de chômage (d) pendant laquelle une personne peut s'attendre à recevoir des prestations d'assurance-chômage 34
L'estimation de la valeur du temps non rémunéré ou du temps de loisir pendant la période de chômage en tenant compte du coût d'acquisition des qualifications 35

Le taux salarial hebdomadaire dans le secteur temporaire ($\overline{W}_2$) 35
Le coût d'acquisition des qualifications (C) 36
Le taux de salaire hebdomadaire dans le secteur permanent (W_1) 37
Les paramètres fiscaux t_1 et t_2 37
Le taux des prestations d'assurance-chômage (b) 38
La définition des autres variables nécessaires à l'estimation du coût d'option social d'un emploi 38
Les estimations du coût d'option social d'un emploi du PCIE 42
Conclusion 44

5 L'effet net sur l'emploi du PCIE et son efficacité sur le plan des coûts 47
Le cadre d'estimation de l'effet net sur l'emploi du PCIE 47
L'estimation des effets de déplacement du PCIE 48
L'estimation de la perte sèche attribuable au PCIE 48
L'effet net du PCIE sur l'emploi 50
Le coût budgétaire par année-personne d'emploi net créé en vertu du PCIE 51
Principales conclusions 53

6 L'expérience ultérieure sur le marché du travail des participants au PCIE 55
Certaines données descriptives 55
Problèmes d'évaluation 56
Le choix du groupe de référence 56
Les facteurs déterminants d'un changement dans la probabilité d'emploi 57
La durée des périodes d'emploi après la participation au programme 59
La hausse du salaire hebdomadaire après la participation au programme 60
Principales conclusions 62

7 Conclusions 65
Le bilan 66
Les leçons à retenir pour les programmes futurs 68

Appendice A 73

Appendice B 79

Appendice C 87

Notes 91

Liste des tableaux et graphiques 95

Bibliographie 99

Remerciements

Cette étude est le prolongement de ma thèse de doctorat qui s'intitulait « The efficiency basis and employment impacts of direct job creation in the private sector », parue à l'Université Carleton, en 1984. Les principaux résultats de ces recherches ont été publiés dans un article du numéro de juin 1987 du périodique *Canadian Public Policy* intitulé : « An evaluation of the Canadian employment tax credit program ». Je suis redevable avant tout aux membres de mon comité de thèse, Keith Acheson (tuteur), Steve Ferris et Doug Smith, pour leur aide et leurs conseils. Je suis tout particulièrement reconnaissant envers Keith Newton (qui dirigeait le Groupe d'étude sur le marché du travail au Conseil) pour m'avoir encouragé à entreprendre ce projet.

Je tiens à remercier chaleureusement plusieurs de mes collègues du Conseil. Robert Jenness, Keith Newton et Someswhar Rao m'ont fait profiter de leur critique constructive et attentionnée après avoir lu le manuscrit original, alors que Abrar Hasan, Eden Cloutier, Gordon Betcherman, Ron Hirshhorn et Michel Forand m'ont prêté leur assistance dans diverses tâches.

Je voudrais aussi remercier le personnel du Conseil travaillant dans la Division de l'informatique, la Division des publications et le Centre de traitement de textes, qui a collaboré à la production de l'étude dans sa forme et son contenu actuels.

Je dois beaucoup à Emploi et Immigration Canada et plus particulièrement à I. H. Midgley et B. D. Hazzan qui ont fait en sorte que je puisse utiliser la base de données longitudinales sur la population active (BDLPA). Les précieux conseils de Sunder Magun et Ashwin Shingadia m'ont permis de comprendre plus facilement cette banque de données relativement complexe. Brigitte Zirger, de Revenu Canada – Impôt, et D. A. Haslegrave, d'Emploi et Immigration Canada, ont mis à ma disposition des données non publiées sur le Programme de crédit d'impôt à l'emploi, alors que Gus Rodrigues de Nortak Software Ltd., d'Ottawa, m'a fourni un excellent soutien informatique.

Enfin, je dois exprimer ma gratitude au personnel de direction du Conseil économique, et plus spécialement à David Slater (ancien président du Conseil), pour m'avoir donné les moyens financiers nécessaires à la cueillette des données et le temps requis pour mener à terme ma thèse de doctorat.

Bien entendu, je demeure le seul responsable de toute erreur ou interprétation.

Avant-propos

Au cours de la dernière décennie, les programmes de création directe d'emplois ont connu une croissance spectaculaire dans les pays occidentaux industrialisés. Au Canada, le gouvernement fédéral a considérablement accru son appui à ces programmes, lesquels sont conçus pour combattre à la fois le chômage structurel et conjoncturel. Les dépenses ont atteint environ 500 millions de dollars par année en moyenne entre 1977 et 1985. La plupart de ces dépenses ont été orientées vers des programmes d'emploi dans le secteur public; les efforts déployés pour subventionner la création d'emplois dans le secteur privé ont donc été plus modestes.

Malgré la croissance des programmes de création d'emplois, on dispose de peu de renseignements analytiques sur maints aspects fondamentaux de ces programmes, notamment : Combien d'emplois nets peuvent-ils créer, et à quel coût ? Quelle est l'efficacité de ces programmes pour les travailleurs aux prises avec des problèmes d'emploi de nature structurelle ? Dans quelle mesure contribuent-ils à l'efficience économique ? Dans quelle mesure ces programmes améliorent-ils les perspectives d'emploi à long terme des participants ?

Afin d'examiner ces questions et leur portée sur le plan des politiques, Surendra Gera, un économiste principal à l'emploi du Conseil, a fait une évaluation empirique détaillée du Programme de crédit d'impôt à l'emploi (PCIE), qui a été en vigueur au Canada entre 1978 et 1981. Il s'agissait d'un programme temporaire offrant des subventions salariales sous forme de crédits d'impôt pouvant atteindre 2 $ l'heure, destinées à stimuler la création de nouveaux emplois dans toutes les régions du pays.

Les principaux objectifs de la présente étude consistent à évaluer l'efficience du programme en fonction des avantages et des coûts sociaux qu'il a engendrés; à mesurer son incidence nette ou additionnelle sur l'emploi; à calculer le coût, du point de vue de décideur, de la création d'une année-personne supplémentaire d'emploi; et de déterminer si les perspectives futures d'emploi des participants se sont améliorées. L'auteur utilise une base de données obtenue d'Emploi et Immigration Canada, qui contient des renseignements sur les périodes de travail et de chômage des participants avant et après leur participation au programme. Les résultats de l'étude indiquent que, dans l'ensemble, les subventions aux salaires consenties en vertu de programmes tels que le PCIE devraient être considérées comme des mesures prometteuses.

Comme la création d'emploi est susceptible de demeurer encore pour un certain temps au premier plan des préoccupations des artisans de la politique économique, cette étude sera utile à ceux qui s'intéressent à la mise au point et à l'évaluation des programmes publics dans ce domaine. Ainsi, ses conclusions devraient encourager l'utilisation de subventions à

l'emploi dans le secteur privé afin de créer des occasions d'emplois pour les jeunes, les adultes peu qualifiés et les personnes qui soit en chômage pendant de longues périodes de temps.

Judith Maxwell
Présidente

La création d'emplois dans le secteur privé

1 Introduction

Au cours de la majeure partie des années 60, les politiques gouvernementales dans l'ensemble des pays occidentaux industrialisés ont surtout fait appel à des mesures monétaires et budgétaires expansionnistes pour solutionner les problèmes du marché du travail. Toutefois, vers la fin des années 50 et au début des années 70, aux prises à la fois avec un chômage en hausse et un taux d'inflation dans les deux chiffres, les gouvernements ont cessé de compter sur les politiques traditionnelles de gestion de la demande pour recourir de plus en plus à diverses stratégies « nouvelles » axées sur l'emploi. L'une de celles-ci était la création directe d'emplois, c'est-à-dire les mesures prises pour favoriser l'emploi sans stimulation préalable de la demande pour les biens et services. La création directe d'emplois peut prendre plusieurs formes, dont les deux principales sont les programmes d'emploi dans le secteur public et les subventions salariales (ou à l'emploi) accordées au secteur privé.

On a fait valoir que les politiques de création directe d'emplois peuvent favoriser une réduction du chômage cyclique et structurel sans faire augmenter l'inflation. L'effet de ces mesures se fait sentir au niveau de la demande sur le marché du travail; elles peuvent donc favoriser l'emploi en période de reprise économique. Ces politiques peuvent également avoir un objectif structurel si elles sont conçues de façon à modifier la composition de l'emploi au profit des gens touchés par des taux de chômage exceptionnellement élevés ou des régions affligées par un chômage structurel supérieur à la moyenne, voire les deux. En axant ces politiques sur les travailleurs qui n'ont qu'un faible pouvoir de négociation salariale ou sur les secteurs où les salaires tendent à augmenter plus lentement, il est possible d'accroître l'emploi tout en minimisant les pressions inflationnistes qui pourraient en découler.

Les mesures de création directe d'emplois auxquelles on peut faire appel sont nombreuses et variées, mais elles visent toutes à stimuler l'emploi dans le but de réduire les taux de chômage. On soutient qu'il est moins coûteux de stimuler l'emploi de cette façon qu'en réduisant l'impôt sur le revenu, par exemple (OCDE, 1983), que la création directe d'emplois favorise davantage l'emploi et diminue davantage le chômage que les réductions d'impôt parce qu'une part importante de l'accroissement des revenus associé à ces dernières prend la direction de l'étranger ou se retrouve dans l'épargne privée; que les programmes de création d'emplois peuvent être moins inflationnistes s'ils sont axés sur des groupes peu susceptibles d'alimenter l'inflation; et, enfin, qu'ils ont une incidence moins lourde sur les déficits budgétaires en raison de la diminution des prestations d'assurance-chômage et de la hausse des recettes fiscales qui en résultent.

La création directe d'emplois peut également se justifier d'un point de vue micro-économique. Dans un marché du travail complexe, il peut y avoir des facteurs qui gênent le jeu des forces du marché, et qui faussent l'affectation des ressources et nuisent à l'efficience économique. Des facteurs, comme le salaire minimum, les impôts retenus sur le salaire et les prestations d'assurance-chômage (qui existent pour d'autres bonnes raisons) sont souvent accusés de créer un écart entre le coût d'option social de la main-d'œuvre (c'est-à-dire la valeur de la production réellement perdue) et les salaires sur le marché. À cause de cette distorsion, l'employeur tend à surestimer le coût marginal de la main-d'œuvre par rapport à la valeur qu'on peut lui attribuer du point de vue de l'ensemble de la société. C'est précisément cet écart qu'il est possible de réduire par des programmes de création directe d'emplois. Les programmes de ce type peuvent donc être justifiés du point de vue de l'efficience : en réduisant le coût de recrutement de la main-d'œuvre pour les employeurs éventuels du secteur public ou privé et en rétrécissant l'écart qui existe entre le coût marginal réel et perçu de la main-d'œuvre, une distorsion est ainsi éliminée. En outre, ces programmes favorisent l'équité puisqu'ils contribuent à améliorer la situation des groupes cibles.

Les programmes de création directe d'emplois au Canada

Au Canada, les programmes de création directe d'emplois sont considérés, depuis le début des années 70, comme un élément de la politique de main-d'œuvre qui permet d'accroître l'emploi, en particulier chez les travailleurs moins bien rémunérés. Soucieux de trouver remède au problème du chômage tant cyclique que structurel, le gouvernement fédéral a sensiblement accru les fonds qu'il destinait à ces programmes. Ainsi, les dépenses à ce titre sont passées d'environ 170 millions de dollars au cours de l'exercice 1975/1976 à une moyenne annuelle de

Tableau 1-1

Programmes de création directe d'emplois – Nombre de participants et dépenses, Canada, 1977-1985

	1977/1978	1978/1979	1979/1980	1980/1981	1981/1982	1982/1983	1983/1984[1]	1984/1985[1]
				En milliers				
Programmes de création directe d'emplois[2] :								
Participants	113,4	99,6	128,4	131,9	78,6	215,1	296,2	225,2
				En millions de dollars				
Dépenses	410,6	276,4	281,3	256,1	277,9	608,8	952,3	943,2

1 Les chiffres pour 1983/1984 et 1984/1985 ne comprennent pas les emplois d'été ni les dépenses correspondantes.
2 Le Programme de crédit d'impôt à l'emploi a été en vigueur de 1978/1979 à 1980/1981. Puisqu'il ne s'agissait pas d'un véritable programme de dépenses, il n'est pas inclus dans les données sur les dépenses présentées dans ce tableau, mais les participants à ce programme sont compris dans les totaux.
Source Conseil économique du Canada, 1983, et Emploi et Immigration Canada, *Rapport annuel*, diverses années.

quelque 500 millions de dollars au cours de la période 1977-1985 (voir le tableau 1-1). Bien que la majeure partie de ces dépenses ait été affectée à des programmes d'emploi dans la Fonction publique (EFP), l'orientation suivie a décidément changé au cours des dernières années.

Au Canada, les programmes EFP ont généralement été conçus en vue d'atteindre un ou plusieurs des objectifs suivants : 1) accroître l'emploi de façon générale et, en particulier, offrir des emplois à certains groupes, comme les jeunes, les autochtones, les handicapés et les gens peu scolarisés ou peu qualifiés qui éprouvent davantage de difficulté à trouver des emplois réguliers; 2) accroître les revenus ou améliorer les perspectives d'emploi futures des participants à ces programmes en leur permettant de parfaire leurs compétences professionnelles; et 3) contribuer à une répartition plus équitable du revenu. À partir de ces principes, le Programme des initiatives locales (PIL) et le programme Perspectives Jeunesse (PJ) ont été créés en 1971, alors que le Programme d'aide à la création locale d'emplois (PACLE) a été institué en 1973. D'autres mesures ont suivi, comme le programme Canada au travail et le Programme d'aide au développement économique local (PADEL).

En avril 1983, le gouvernement fédéral annonçait qu'il regroupait 12 programmes de création d'emplois en quatre grands programmes : Canada au travail, où se retrouvaient des initiatives comme le Programme de relance de l'aide à l'emploi (RELAIS) et le Programme de création d'emplois – Assurance-chômage; la Compagnie des travailleurs, dont l'objectif est d'aider les travailleurs défavorisés à acquérir les aptitudes et les habitudes de travail dont ils ont besoin pour devenir des membres productifs de la population active régulière; le Programme de croissance locale de l'emploi (CLE), qui visait à appuyer la planification communautaire à long terme et le développement de l'emploi dans les régions et les collectivités à croissance lente qui sont continuellement aux prises avec un chômage élevé; et le Programme Accès-Carrières, orienté vers la création d'emplois dans le secteur privé[1]. En avril 1986, ces programmes ont été remplacés par le Programme de la planification de l'emploi dont les détails figurent dans l'encadré qui suit.

Le gouvernement fédéral mettait en œuvre le Programme de la planification de l'emploi (PPE), en application des principes développés dans le Document d'étude sur la formation rendu public par le ministre de l'Emploi en décembre 1984. Le Programme de la planification de l'emploi comporte six volets, dont le budget total atteignait 1,5 milliard de dollars en 1986/1987. Même si, à première vue, cette somme semble indiquer un engagement accru de la part du gouvernement fédéral dans le domaine de la formation, elle englobe en fait des programmes jadis considérés parmi les mesures destinées à favoriser la création d'emplois, la mobilité de la main-d'œuvre et l'adaptation structurelle. Le PPE ne fait aucune distinction fondamentale entre les divers types de programmes : ils entrent tous dans la catégorie des programmes de formation. Avant tout, l'accent du PPE est mis sur la formation. Les fonds affectés aux programmes d'emploi sont peu importants. La nouvelle stratégie de formation demeure axée sur la demande du marché du travail, mais elle est fortement marquée par deux nouveaux thèmes : une diminution des fonds fédéraux et, par voie de conséquence, un plus grand effort de *ciblage* de l'offre. Les cibles visées par le PPE sont le chômage élevé et de longue durée, les problèmes particu-

Le Programme de la planification de l'emploi

Voici une brève description des six programmes que comporte le PPE:

Développement de l'emploi (395 millions de dollars). Le groupe cible de ce programme est constitué des chômeurs de longue date (ceux qui auront été sans emploi durant 24 des 30 dernières semaines). Ce programme a remplacé divers programmes de création d'emplois qui existaient déjà et auxquels, pour la plupart, des éléments de formation ont été ajoutés.

Intégration professionnelle (230 millions de dollars). Ce programme vise trois groupes : les jeunes (de moins de 25 ans) qui passent de l'école au marché du travail; les femmes qui reviennent à la vie active après en avoir été absentes pendant au moins trois ans; et les étudiants à la recherche d'un travail d'été.

Développement des collectivités (93 millions de dollars). Il s'agit d'un vaste assortiment de programmes axés avant tout sur l'adaptation au changement structurel, comme le Programme pour le renouveau industriel canadien. Ce volet est notamment réservé aux collectivités déclarées admissibles à une aide spéciale lorsqu'elles traversent une période difficile en raison d'une restructuration industrielle.

Acquisition de compétences (57 millions de dollars). Ce programme vise à mieux former ceux qui détiennent déjà un emploi.

Pénuries de main-d'œuvre spécialisée (50 millions de dollars). Cette composante est essentiellement un prolongement du Programme de formation dans les métiers en pénurie de main-d'œuvre spécialisée (FMPMS), aux termes du Programme national de formation au Canada.

Innovation (91 millions de dollars). Ce programme est destiné à faciliter l'émergence de nouvelles méthodes d'apprentissage.

Source Emploi et Immigration Canada, 1984.

liers aux jeunes et aux femmes, ainsi que les collectivités durement éprouvées.

Au niveau fédéral, divers programmes ont été axés sur le secteur privé, dont le Programme de formation et d'expérience professionnelles, qui a existé de 1977 à 1979 et visait à offrir des emplois d'été aux jeunes éprouvant de la difficulté à s'intégrer à la population active. Le Programme de crédit d'impôt à l'emploi (PCIE), lancé en 1978, était destiné à offrir des subventions salariales temporaires sous la forme de crédits d'impôt allant jusqu'à 2,00 $ l'heure pour accroître l'emploi dans le secteur privé, dans toutes les régions du Canada. Ce programme est resté en vigueur jusqu'en mars 1981. Mis en marche en septembre 1980, le Programme d'emploi pour les innovations technologiques visait à offrir des subventions salariales pour favoriser la création d'emplois pour les diplômés de niveaux supérieurs qui étaient incapables de trouver du travail dans les disciplines scientifiques et techniques. D'autres mesures de subvention salariale ont suivi, comme le Programme de subvention salariale transférable, qui était axé sur les personnes désavantagées en matière d'emploi; ces divers programmes ont été regroupés dans le Programme Accès-Carrières en septembre 1983.

Le sujet de l'étude

La présente étude porte sur le recours aux subventions salariales comme moyen de créer des emplois dans le secteur privé[2]. Un certain nombre de raisons nous ont incités à faire une analyse exhaustive des subventions salariales. Premièrement, alors que, tant au Canada qu'à l'étranger, les programmes EFP ont constitué la pièce maîtresse de la politique de création directe d'emplois au cours des années 70, depuis quelque temps, on a eu tendance à recourir davantage aux subventions salariales. Deuxièmement, les évaluations économiques des programmes d'emplois faites jusqu'à maintenant ont porté sur l'emploi dans le secteur public et il y a trop peu de renseignements sur nombre de questions importantes ayant trait à l'aide à la création d'emplois dans le secteur privé. Troisièmement, un consensus de plus en plus large se dessine à propos des limites des programmes d'emploi dans la Fonction publique (Tannenwald, 1982, p. 25). Ces programmes n'ont souvent permis de créer que des emplois superflus et de courte durée, n'offrant aucune perspective intéressante, et peu utiles au chapitre de l'apprentissage des compétences; souvent, les participants à ces programmes n'ont en d'autre débouché que de revenir gonfler les rangs des chômeurs. En

outre, ils ont eu un effet net minime sur l'emploi parce que les fonds qui leur étaient consacrés ont incité les autres niveaux de gouvernement à réduire les concessions fiscales qu'ils offraient en matière d'emploi.

À l'opposé, on prétend que les subventions salariales permettent de créer des emplois dans le secteur privé pour les employeurs déjà établis, c'est-à-dire ceux qui utilisent un mode de production connu et un réseau de commercialisation déjà en place pour les biens et services qu'ils produisent (Haveman et Christiansen, 1978; Jenness, 1984). La discipline du marché incite les employeurs à faire acquérir des compétences utiles à leurs travailleurs et à créer directement des emplois réguliers, de sorte que les travailleurs n'ont pas à transiter par des programmes temporaires spéciaux. En outre, les subventions salariales peuvent être conçues de façon à limiter les gains inclus que peuvent en retirer les employeurs. Enfin, les pouvoirs publics, tant au Canada qu'aux États-Unis, ont adopté des politiques économiques qui accordent beaucoup d'importance à l'accroissement des possibilités d'emploi dans le secteur privé.

Même si, depuis quelques années, on recourt de plus en plus aux subventions salariales pour créer des emplois, leur efficacité est fort contestée, principalement parce que peu d'évaluations quantitatives en ont été faites. Un certain nombre de questions se posent.

Premièrement, les subventions à l'emploi respectent-elles strictement le critère de l'efficience économique sur la base de leurs coûts et avantages sociaux ? Ces programmes contribuent à l'amélioration du bien-être économique de la collectivité si leurs avantages sociaux dépassent leurs coûts sociaux. Au chapitre des avantages, l'élément majeur est la valeur de la production des travailleurs qui ont trouvé un emploi grâce à un programme donné. Du côté des coûts, l'élément déterminant est le coût d'option social des participants à un programme, c'est-à-dire la valeur sociale de ce que les travailleurs recrutés auraient fait si le programme n'avait pas existé. Le coût d'option social d'un emploi représente la valeur d'un ensemble d'éléments (salaire brut, prestations d'assurance-chômage, temps consacré aux loisirs ou passé hors du marché, etc.) auxquels renonce un travailleur lorsqu'il accepte un nouvel emploi.

Deuxièmement, quel est l'effet net des programmes de subvention salariale ? Cette forme d'aide a certains effets secondaires indésirables. Les employeurs peuvent faire augmenter la valeur de la subvention qu'ils touchent en intensifiant le roulement de leur main-d'œuvre. En embauchant des travailleurs subventionnés tout en congédiant des travailleurs non subventionnés, les employeurs peuvent recevoir des subventions sans que l'emploi total n'augmente; ce problème d'« exploitation abusive » du système peut être atténué en subventionnant les emplois réellement nouveaux, en tenant compte de l'accroissement du nombre des emplois au lieu des mouvements de main-d'œuvre (OCDE, 1982, p. 14). En outre, une certaine part de perte est inévitable. Ainsi, il y a perte lorsqu'une subvention est accordée à des entreprises qui auraient embauché de nouveaux travailleurs en l'absence de subvention. L'aide versée représente alors un gain inattendu pour ces entreprises. Il peut également y avoir déplacement en ce sens que les emplois subventionnés dans une entreprise remplacent des emplois ailleurs.

Enfin, dans quelle mesure les programmes de subventions à l'emploi ont-ils un effet positif sur les perspectives futures d'emploi des participants ? Un avantage social non négligeable est la productivité accrue des participants au programme. Ainsi, ces derniers pourront augmenter leur rendement par suite de l'expérience professionnelle ou de la formation en cours d'emploi acquises grâce au programme.

Les objectifs de l'étude

Dans la présente étude, nous tentons de faire une évaluation empirique détaillée du Programme de crédit d'impôt à l'emploi (PCIE), qui a été en vigueur au Canada de 1978 à 1981. Cette évaluation vise trois objectifs. En premier lieu, nous évaluons l'efficience du programme en fonction des avantages et des coûts sociaux qu'il a engendrés. Le gain net tiré du PCIE correspond à la différence entre la valeur de la production de la main-d'œuvre dans la nouvelle activité et la valeur des activités auxquelles renoncent les travailleurs lorsqu'ils acceptent un nouvel emploi. Par conséquent, les principales questions sur lesquelles nous nous pencherons d'abord sont les suivantes : Quel est le coût d'option social d'un emploi (SOCJ) créé grâce au PCIE dans diverses régions, et ce coût est-il plus élevé ou moins élevé que la valeur de la production attribuable à l'emploi ? En d'autres termes, la création d'emplois attribuable au PCIE était-elle efficiente au plan social ?

En second lieu, nous nous poserons la question suivante: Quel effet net ou additionnel le PCIE a-t-il sur l'emploi ? Cet effet correspond au niveau de l'emploi dans l'économie avec le programme, moins le niveau d'emploi en l'absence du programme. Pour évaluer l'efficacité du PCIE au chapitre des coûts, il est important, sous l'angle de la prise de décisions en matière de politiques, de pouvoir déterminer le poucentage de la hausse apparente de l'emploi qui aurait existé sans la subvention.

Finalement, le PCIE pouvait aussi avoir comme effet important d'améliorer les possibilités d'emploi à long terme des participants au programme. Dans cette perspective, nous avons analysé l'effet du PCIE sur le marché du travail en nous intéressant aux personnes qui avaient participé au programme pour savoir si celles qui avaient reçu une formation en cours d'emploi avaient retiré des avantages à long terme, comme une plus grande facilité à trouver un emploi, des périodes d'emploi de plus longue durée et un meilleur salaire hebdomadaire après avoir participé au programme.

Le plan de l'étude

L'étude comprend sept chapitres. Le chapitre 2 renferme une analyse générale des subventions salariales et un examen sommaire des programmes de subventions salariales temporaires utilisés dans certains grands pays industrialisés depuis le début des années 70. Le fondement économique de ces programmes est également abordé.

Dans le chapitre 3, nous examinons les principaux éléments du Programme canadien de crédit d'impôt à l'emploi (PCIE). Nous présentons aussi un brèf aperçu des entreprises et des travailleurs qui ont participé au programme.

Dans le chapitre 4, nous analysons l'efficience empirique du PCIE en nous demandant si un programme de subventions différencié pour les travailleurs des régions à chômage élevé et ceux des régions à faible chômage est bien fondé. La méthodologie appliquée et les résultats de l'estimation du coût d'option social d'un emploi créé grâce au PCIE font aussi l'objet d'une discussion dans ce chapitre.

Dans le chapitre 5, nous traitons de l'effet net que le programme a eu sur l'emploi et nous tentons d'en évaluer l'efficacité au niveau des coûts. Nous présentons la méthode employée ainsi que les résultats de l'analyse.

Dans le chapitre 6, nous faisons un examen de la performance ultérieure des participants au programme pour déterminer si celui-ci leur a permis d'améliorer leurs compétences et de bénéficier de certains avantages à long terme, comme une facilité accrue à se trouver un emploi et un meilleur salaire hebdomadaire après avoir participé au programme.

Enfin, dans le chapitre 7, nous résumons brièvement l'étude et tirons d'autres conclusions au chapitre des politiques. Plus particulièrement, nous tentons de tirer les leçons de l'expérience acquise avec les programmes de subventions à l'emploi au Canada et dans d'autres pays industrialisés occidentaux, en ce qui a trait à leur structure et à leur efficacité.

2 Nature et raison-d'être des programmes de subventions salariales

Au cours des dernières années, presque tous les principaux pays industrialisés ont eu recours à une formule ou une autre de subventions salariales pour lutter contre le chômage[1]. Les mesures de subvention à l'emploi utilisées jusqu'à maintenant ont visé ordinairement à réduire le chômage cyclique; leur application n'était donc envisagée que pour une durée temporaire. Cependant, les problèmes que ces mesures sont destinées, à solutionner persistent parfois longtemps; il n'est donc pas rare que ces programmes fassent l'objet de renouvellements périodiques qui s'accompagnent des modifications importantes. Après avoir décrit brièvement ce qu'est une subvention salariale, nous allons présenter quelques exemples de programmes de subventions salariales mis en œuvre dans certains pays industrialisés.

La nature des subventions salariales

Les subventions salariales peuvent être versées aux employeurs ou directement aux travailleurs. Les subventions qui sont versées aux employeurs visent à favoriser la demande de main-d'œuvre (notamment la main-d'œuvre peu qualifiée) en défrayant une partie du coût des salaires versés. Les subventions qui sont accordées aux travailleurs pour accroître l'emploi agissent sur l'offre de travail. En augmentant la quantité de main-d'œuvre offerte aux niveaux de salaires antérieurs à la subvention, les subventions versées aux travailleurs peuvent faire baisser le niveau des salaires payés par les employeurs et, partant, faire augmenter l'emploi (Lerman, 1982). À l'exception du crédit d'impôt sur le revenu gagné, en vigueur aux États-Unis, l'unique subvention versée directement aux travailleurs, les gouvernements de la plupart des pays ont cherché à favoriser l'emploi par des subventions salariales aux employeurs.

Les subventions salariales aux employeurs ont pris diverses formes, mais, le plus souvent, elles correspondent à l'une des trois variantes qui suivent.

Subvention de création d'emplois — Il s'agit d'une subvention accordée aux employeurs pour couvrir une partie des salaires versés à des travailleurs et qui ne s'applique qu'aux emplois qui représentent une hausse par rapport au niveau habituel de l'emploi dans l'entreprise. Ce type de subvention profite davantage aux entreprises en expansion qu'aux entreprises en difficulté ou en déclin.

Subvention au recrutement — Les employeurs reçoivent cette subvention pour chaque nouveau travailleur qu'ils embauchent. Contrairement à la subvention de création d'emploi, l'employeur qui reçoit une subvention au recrutement n'est pas tenu d'accroître le niveau de l'emploi dans son entreprise au-delà d'un seuil donné. Une lacune possible de ce type de subvention est qu'elle peut entraîner un « effet de roulement », c'est-à-dire qu'elle peut inciter les employeurs à faire augmenter la valeur des subventions reçues en intensifiant le taux de remplacement de la main-d'œuvre dans l'entreprise, ce qui leur permet de toucher une subvention pour chaque nouveau travailleur embauché.

Subvention au redéploiement de la main-d'œuvre — Ce type de subvention vise à éviter ou du moins à retarder des mises à pied en accordant une aide financière aux travailleurs qui risquent de devenir excédentaires. Il s'agit d'une mesure contracyclique qui est généralement limitée aux industries en déclin sur lesquelles la concurrence internationale exerce de fortes pressions. En accordant ce type de subvention, les gouvernements courent cependant le risque que des entreprises dont la structure est déficiente parviennent à se renflouer.

L'admissibilité à ces subventions peut être régie par des critères *précis* si l'on souhaite restreindre l'aide à des employeurs ou des employés possédant certaines caractéristiques industrielles, régionales, démographiques ou autres (elles peuvent, par exemple, être accordées en fonction de l'âge, du sexe, de la région, de la durée de la période de chômage ou des aptitudes) ou, à l'opposé, avoir un caractère *général* si elles sont versées sans égard à l'une ou l'autre de ces caractéristiques. En outre, la subvention peut être d'un montant fixe ou elle peut varier en fonction des bénéfices de l'entreprise, du taux de rémunération, de la masse salariale ou de la durée de son application. Enfin, la subvention peut être versée à l'employeur directement ou par le biais d'un crédit d'impôt (OCDE, 1982; Haveman et Christiansen, 1978).

L'expérience de divers pays

Au cours des dernières années, plusieurs de ces variantes ont été mises en application, et *le Canada* a eu recours à un certain nombre de mesures de subvention salariale pour favoriser la création d'emplois dans le secteur privé (voir le tableau 2-1). Le Programme de formation et d'expérience professionnelles (PFEP), introduit en 1977, était une mesure de subvention salariale temporaire destinée à créer des emplois dans le secteur privé, en offrant 50 % du salaire horaire d'un travailleur, jusqu'à concurrence de 1,50 $, sans dépasser au total 1 560 $ par travailleur. Le programme était axé sur les travailleurs de moins de 25 ans, officiellement en chômage depuis au moins trois mois et ayant peu de chance de trouver un emploi régulier. Les emplois créés grâce à ce programme devaient représenter une augmentation nette de personnel pour les entreprises et devaient durer au moins 26 semaines. En outre, à la fin de la période de versement de la subvention, les participants au programme devaient être considérés en vue d'un emploi permanent. Le programme est demeuré en vigueur jusqu'en 1979.

Lancé en 1978, le Programme de crédit d'impôt à l'emploi (PCIE) était une mesure axée sur la création d'emplois dans le secteur privé. Nous ferons une analyse complète de ce programme au chapitre 3.

Le Programme d'emploi pour les innovations technologiques (PEIT), qui est une mesure de subvention salariale à vocation spéciale, a été inauguré en septembre 1980. Il visait à créer des emplois pour les diplômés hautement qualifiés des domaines scientifiques et techniques qui étaient incapables de trouver un emploi dans leur discipline. Le programme a contribué à aider des organismes de petite taille par l'octroi de subventions salariales applicables à la création de nouveaux emplois en recherche et développe-

Tableau 2-1

Programmes de subvention salariale au Canada[1], 1970-1985

	Exercice financier	Dépenses (en millions de dollars)	Emplois créés ou nombre de participants
Programme de formation et d'expérience professionnelles (d'octobre 1977 à mars 1979)	1977/1978	18,0	20 588 emplois
	1978/1979	45,0	39 185 emplois
Programme de crédit d'impôt à l'emploi (d'avril 1978 à mars 1981)	1978/1979	..	17 337 emplois
	1979/1980	..	48 427 emplois
	1980/1981	..	47 418 emplois
Programme d'emploi pour les innovations technologiques (de septembre 1980 à mars 1983)	1980/1981	2,2	
	1981/1982	6,4	820 participants[2]
	1982/1983	3,5	1 358 participants
Programme de subvention salariale transférable[3] (de mars 1981 à septembre 1983)	1981/1982	7,0	1 743 attestations émises
	1982/1983	3,1	1 721 attestations émises
	1983/1984[4]	1,3	316 attestations émises
Programme à l'intention des personnes défavorisées sur le plan de l'emploi (de mai 1981 à mars 1984)	1981/1982	10,9	7 102 participants
	1982/1983	34,9	21 657 participants
	1983/1984[5]	1,1	431 participants
Programme Accès-Carrières (de septembre 1983 à août/septembre 1985)	1983/1984[6]	93,6	44,100 participants équivalant à 20 300 années-personnes
	1984/1985[6]	209,1	58 400 participants

1 Ne comprenant pas le Programme de formation industrielle de la main-d'œuvre qui fut introduit en 1974 dans le but de faciliter le recrutement et le redéploiement de la main-d'œuvre par des subventions à la formation en cours d'emploi.
2 Chiffre cumulatif depuis la création du programme en septembre 1980.
3 Intégré au Programme Accès-Carrières en septembre 1983.
4 Les données n'ont trait qu'au Programme d'adaptation de l'industrie et de la main-d'œuvre (PAIM).
5 Il s'agit de données sur les collectivités désignées dans le cadre du PAIM.
6 Exception faite des données relatives aux emplois d'été du programme Accès-Carrières.
Source Emploi et Immigration Canada, *Rapport annuel*, diverses années.

ment ainsi que dans leurs applications dans un certain nombre de domaines prioritaires. Le programme appuyait les activités reliées à la mise au point d'innovations technologiques et à leurs applications dans le secteur manufacturier, à la mise au point de produits et de procédés, à l'élaboration et à la mise en application de programmes d'économie d'énergie de portée limitée, ainsi qu'à la mise au point et à l'application d'énergies de remplacement. La subvention du gouvernement fédéral pouvait atteindre 75 % du salaire de chaque employé admissible, jusqu'à concurrence de 290 $ par semaine par employé, pour une durée maximale de 12 mois. Le remboursement maximal qu'un employeur pouvait toucher était de 150 000 $ (EIC, *Rapport annuel 1980-1981*, p. 10).

Le Programme de subvention salariale transférable (PSST), lancé en mars 1981, était un programme de subventions spéciales de portée générale qui faisait partie d'une nouvelle stratégie d'adaptation de la main-d'œuvre. Il visait à aider les travailleurs déplacés de 45 ans ou plus à trouver un nouvel emploi. Pour être admissibles au programme, les travailleurs devaient avoir été, pendant au moins deux ans, à l'emploi d'une entreprise appartenant à une industrie et à une collectivité désignées aux termes du Programme d'adaptation de l'industrie et de la main-d'œuvre (PAIM), ou d'une entreprise couverte par un accord passé avec le Service consultatif de la main-d'œuvre (SCM). La subvention accordée était de 2,00 $ l'heure par participant, jusqu'à concurrence de 40 heures par semaine, pour une période ne dépassant pas 12 mois. Les participants recevaient une attestation du PSST qu'ils devaient remettre à tout employeur éventuel. Lorsque l'employeur engageait un participant, il lui suffisait de présenter cette attestation au gouvernement fédéral pour être remboursé (EIC, *Rapport annuel 1981-1982*, p. 33).

Mis en opération le 1er mai 1981, le Programme à l'intention des personnes défavorisées sur le plan de l'emploi (PPDE) a constitué une initiative importante en matière de subventions salariales au secteur privé en vue d'aider les personnes défavorisées sur le plan de l'emploi à développer au maximum leur potentiel. Le programme visait à inciter des employeurs du secteur privé à engager et à garder à leur emploi des personnes handicapées sur le plan physique ou mental ainsi que d'autres personnes sans travail éprouvant de sérieuses difficultés à trouver et à conserver un emploi. Dans le cadre du programme, une subvention égale à 85 % du salaire brut était accordée au départ, proportion qui diminuait graduellement par la suite à 50 % et à 25 %; les travailleurs handicapés pouvaient recevoir cette subvention pendant 65 semaines, et les autres personnes défavorisées sur le plan de l'emploi, pendant 39 semaines. En outre, les employeurs pouvaient se faire rembourser une somme pouvant atteindre 5 000 $ pour les coûts encourus dans le but de réaménager le milieu de travail ou acheter de l'équipement spécial destiné à faciliter l'emploi de personnes handicapées (EIC, *Rapport annuel 1981-1982*, p. 32).

Enfin, dans le cadre de son effort de consolidation des programmes de création d'emplois, le gouvernement fédéral a lancé le Programme Accès-Carrières le 13 septembre 1983. Ce programme de subventions salariales visait à offrir des possibilités d'emploi aux personnes inexpérimentées, handicapées et à d'autres éprouvant des difficultés d'accès au marché du travail. Un certain nombre de programmes déjà en place ont été absorbés par le Programme Accès-Carrières, notamment le Programme d'emploi pour les innovations technologiques (PEIT), le Programme de subvention salariale transférable (PSST), les Projets de services communautaires du Canada (PSCC) et le Programme à l'intention des personnes défavorisées sur le plan de l'emploi (PPDE). Les emplois offerts dans le cadre du Programme Accès-Carrières devaient être des emplois à plein temps, sauf dans le cas des personnes handicapées ou des étudiants participant à des programmes où alternent les sessions de travail et d'études; ils devaient aussi comporter des possibilités d'apprentissage et d'expérience professionnelle, ainsi qu'une supervision en cours d'emploi. Le programme était également appliqué par l'entremise du Programme d'adaptation de l'industrie et de la main-d'œuvre, du Programme pour le renouveau industriel canadien et du Service consultatif de la main-d'œuvre.

Les employeurs pouvaient être des entreprises, des organismes ou des particuliers en affaires depuis au moins six mois. Les municipalités pouvaient aussi participer au programme si les gouvernements provinciaux n'y voyaient pas d'objection. Les ministères et les organismes du gouvernement fédéral pouvaient employer des étudiants qui prévoyaient retourner aux études.

Les subventions salariales pouvaient être versées aux employeurs pour une période allant jusqu'à 12 mois, et les subventions pouvaient atteindre jusqu'à 85 % du salaire brut sans toutefois dépasser 500 $ par semaine. La subvention salariale maximale était de 15 000 $ par employé admissible.

Le montant de la subvention variait en fonction des caractéristiques et des besoins des participants au programme. En plus de la contribution aux salaires, un montant de 10 000 $ par établissement pouvait être accordé dans le but de réaménager le milieu de travail ou d'acquérir l'équipement spécial nécessaire pour engager des personnes handicapées. Le coût des vêtements de sécurité fournis à un

employé subventionné était remboursable jusqu'à concurrence de 100 $. Les organismes sans but lucratif ou les organismes de charité pouvaient recevoir un montant additionnel de 80 $ par employé subventionné, par semaine, pour défrayer les autres coûts connexes. La contribution maximale par employé subventionné était de 30 000 $.

Lorsqu'une association composée de plus d'un groupe ou d'un organisme communautaire offrait des services à des participants au programme au niveau municipal, provincial ou territorial, elle pouvait recevoir jusqu'à 100 000 $ au cours d'une période de 12 mois. Un groupe ou un organisme communautaire pouvait, à lui seul, recevoir une contribution de 50 000 $ au cours d'une période équivalente.

À l'été de 1984, le gouvernement fédéral lançait le Programme Initiatives-Volontariat (PIV), administré par le biais du Programme Accès-Carrières. Introduit à titre expérimental, le PIV visait à offrir aux personnes qui touchaient de l'assurance-chômage la possibilité de s'adonner à des activités utiles et productives au sein d'organismes de charité.

Les participants au PIV continuaient de recevoir leurs prestations régulières d'assurance-chômage auxquelles s'ajoutait un boni. Les affectations duraient de 6 à 50 semaines. Les organismes recevaient jusqu'à 50 $ par semaine, par participant, pour défrayer une partie des coûts additionnels entraînés par ces affectations.

Aux *États-Unis*, le crédit d'impôt d'incitation au travail (WIN), institué lors de l'entrée en vigueur de la loi dite *Revenue Act* de 1971, était une subvention offerte par le biais du régime d'impôt sur le revenu sous la forme de crédits non remboursables. Ce crédit d'impôt à l'emploi, de portée générale, était accordé aux entreprises qui engageaient, pour une période de deux ans, des assistés sociaux participant au programme d'incitation au travail. Le gouvernement fédéral offrait un crédit de 20 % jusqu'à concurrence de 1 000 $ du salaire annuel de chaque employé, ce pourcentage diminuant à 10 % lorsque les crédits accumulés par une entreprise au cours de l'année atteignaient 25 000 $. Le programme a été modifié en 1975 de façon à rendre admissibles tous les assistés sociaux bénéficiaires de l'aide aux familles avec enfants à charge et, en 1979, le crédit d'impôt a été augmenté pour atteindre 50 % du salaire, jusqu'à concurrence de 6 000 $, pour la première année d'emploi, et 25 % du salaire, jusqu'à concurrence de 6 000 $, pour la seconde année d'emploi.

Le crédit d'impôt à la création d'emplois (NJTC), aux États-Unis, était l'un des quatre programmes adoptés en 1977 dans le cadre de la stratégie de relance de l'économie. Ce programme d'aide à la création d'emplois était de nature temporaire et générale, et il offrait des crédits d'impôt aux entreprises qui augmentaient leurs effectifs au cours des années d'imposition 1977 et 1978. Il s'agissait d'un programme de nature générale en ce sens que les subventions étaient offertes indépendamment des caractéristiques personnelles des chômeurs. Il favorisait la création de nouveaux emplois dans la mesure où, pour toucher la subvention, une entreprise devait accroître ses effectifs au-delà d'un niveau pré-établi. Voici quels étaient les principales modalités du programme. Premièrement, le crédit ne pouvait pas être supérieur ou moins élevé des deux montants suivants : 50 % du montant dépassant 105 % de la masse salariale de l'année précédente ou 50 % du montant des salaires admissibles aux prestations d'assurance-chômage du gouvernement fédéral (FUTA) au cours de l'année d'imposition 1977 ou 1978 dépassant 102 % des salaires FUTA de l'année précédente. Deuxièmement, la valeur totale du crédit d'impôt était plafonnée. Le crédit ne pouvait pas être supérieur au moindre de 25 % des salaires FUTA ou de 100 000 $. Troisièmement, un aspect important du programme était la mobilité du point de référence à partir duquel on comparait les niveaux d'emploi pour justifier l'octroi du crédit d'impôt. Le crédit d'impôt ne portait que sur les années d'imposition 1977 et 1978. Comme l'année de référence par rapport à laquelle l'entreprise devait augmenter son niveau d'emploi pour recevoir un crédit d'impôt changeait parallèlement avec les années d'imposition, l'entreprise ne recevait un crédit que pour l'année où elle avait embauché de nouveaux employés. Enfin, le programme offrait un crédit additionnel spécial de 10 %, non plafonné, aux entreprises qui engageaient certains travailleurs handicapés (Ashenfelter, 1978*a*). Ce programme de subvention salariale a pris beaucoup d'ampleur, le gouvernement fédéral lui consacrant des crédits de 2,3 milliards de dollars en 1977 et de 4,5 milliards de dollars en 1978.

Le programme de crédit d'impôt à l'emploi ciblé (TJTC) a remplacé le programme que nous venons de décrire (NJTC). Au début, le crédit d'impôt devait s'appliquer aux années d'imposition 1979 et 1980, mais le gouvernement américain l'a par la suite prolongé jusqu'à l'année d'imposition 1985. Le programme a permis de subventionner les salaires versés de 1979 à 1981 à des employés admissibles embauchés après le 26 septembre 1978. Contrairement au NJTC, cette subvention visait des groupes précis de travailleurs : les assistés sociaux, les handicapés, les vétérans du Vietnam et les jeunes défavorisés sur le plan économique ou participant à des programmes coopératifs. Pour éviter que des travailleurs admissibles ne déplacent d'autres travailleurs, le programme offrait un crédit d'impôt limité correspondant à 50 % du salaire, jusqu'à concurrence de 6 000 $, la première année, et de 25 % du salaire, jusqu'à

concurrence de 6 000 $, la seconde année. Les concessions fiscales accordées dans le cadre de ce programme ont représenté environ 365 millions de dollars par année. Le programme a pris fin en décembre 1985.

Au *Royaume-Uni*, le Programme de subvention des emplois temporaires, introduit en 1975, visait la création de nouveaux emplois pour absorber les excédents de main-d'œuvre et ainsi éviter les mises à pied anticipées. Les employeurs admissibles recevaient 20 £ par semaine (environ 30 % du salaire) pour une période allant jusqu'à un an afin de garder à leur emploi des travailleurs qui, en l'absence de subvention, auraient été mis à pied. Si le poste risquait toujours d'être aboli à la fin de cette période, une subvention de 10 £ par semaine était versée pendant une période additionnelle de six mois. Pour être admissible, l'employeur devait informer d'avance le gouvernement de son intention de mettre des travailleurs à pied. La section locale du syndicat devait confirmer le fait que des mises à pied étaient à prévoir.

Par ailleurs, le programme de subvention à l'emploi pour les petites entreprises, introduit en 1977, visait la création d'emplois dans des secteurs déterminés. Ce programme favorisait la création d'emplois du fait qu'une subvention était accordée pour chaque nouvel emploi à temps plein créé en sus du niveau de référence à une date donnée. La subvention était destinée aux entreprises manufacturières comptant moins de 50 employés et installées dans des « zones de développement désignées ». Les entreprises admissibles recevaient 20 £ par semaine pendant une période allant jusqu'à 26 semaines pour chaque emploi créé après le 29 mars 1977. Par la suite, la portée du programme a été élargie pour englober toutes les petites entreprises manufacturières de la Grande-Bretagne ainsi que les entreprises non manufacturières situées dans des zones de développement désignées.

En *Allemagne de l'Ouest*, le gouvernement a institué, en 1974, un programme de subventions temporaires au recrutement axé sur la création d'emplois. Pour une période de six mois, une subvention égale à 60 % du salaire était versée aux entreprises qui embauchaient des travailleurs inscrits au chômage depuis plus de 12 semaines dans des régions désignées où le taux de chômage était élevé. Les entreprises pouvaient prendre la décision d'engager ces travailleurs à tout moment au cours des six mois d'existence du programme. Le niveau de référence des effectifs d'une entreprise était celui qui existait la veille de l'adoption du projet de loi.

En *France*, la Prime d'incitation à la création d'emplois permettait à toute entreprise du secteur privé d'obtenir une subvention de 500 francs par travailleur admissible, par mois, pour tout emploi créé en sus des effectifs de main-d'œuvre au 4 juin 1975. À l'origine, ce programme devait prendre fin le 30 novembre 1975, mais il a été prolongé jusqu'à la fin de 1977 pour les entreprises comptant moins de 10 employés. Pour l'année 1977, le niveau de référence de l'emploi a été rajusté en date du 26 janvier 1977. En 1978, le gouvernement français lançait son second programme de subventions à la création d'emplois, celui-ci axé sur les jeunes travailleurs (de moins de 25 ans). Les employeurs étaient exemptés de verser des contributions au régime de sécurité sociale sur les salaires des travailleurs admissibles embauchés entre juillet 1978 et décembre 1979. Il s'agissait d'une mesure visant à accroître la demande de main-d'œuvre : pour toucher la subvention, l'entreprise devait augmenter son effectif total.

Dans l'appendice A, on trouvera une description détaillée des programmes de subventions salariales mis en œuvre au Canada, aux États-Unis, au Royaume-Uni et au Japon entre 1970 et 1983[2].

On peut clore cet exposé sur les subventions salariales par les remarques qui suivent.

Premièrement, bien que la plupart des pays aient eu recours à l'un ou l'autre type de programmes de subventions salariales, certains pays, en particulier la Belgique, la France, la Suède, le Royaume-Uni, le Canada et les États-Unis, ont fait l'essai d'une grande variété de programmes (voir le tableau 2-2).

Deuxièmement, la plupart des pays ont avant tout eu recours à des programmes de subventions au recrutement; venaient ensuite les programmes de subventions à la création d'emplois et les programmes de subventions axés sur le redéploiement de la main-d'œuvre; ces derniers ont été surtout en vogue aux Pays-Bas, en Suède et au Royaume-Uni.

Troisièmement, la plupart des programmes étaient axés sur les jeunes, un groupe de travailleurs qui a toujours connu des taux de chômage excessivement élevés. À un degré moindre, les programmes de subventions salariales ont été destinés aux chômeurs de longue date (voir le tableau 2-3).

Quatrièmement, bien que la plupart des pays (comme le Royaume-Uni) aient préféré les programmes de subventions de courte durée (inférieure à un an) pour protéger ou pour créer des emplois en période de ralentissement temporaire du marché du travail, d'autres pays (notamment la Belgique et la Suède) ont introduit des programmes pour améliorer les perspectives d'emploi des groupes

Tableau 2-2

Vue d'ensemble des programmes de subvention salariale de certains pays industrialisés, 1970-1983

	Type de programme			
	Recrutement	Création d'emplois	Redéploiement de la main-d'œuvre	Total
Allemagne de l'Ouest	2	1	–	3
Belgique	4	2	–	6
Danemark	3	2	–	5
Finlande	2	1	1	4
France	5	1	1	7
Irlande	–	2	1	3
Italie	1	–	–	1
Japon	3	–	1	4
Norvège	2	–	–	2
Pays-Bas	3	1	2	6
Royaume-Uni	6	1	4	11
Suède	2	4	3	9
Canada	5	2	–	7
États-Unis	6	1	–	7

SOURCE D'après des données des Nations unies, 1984; OCDE, 1982; et Emploi et Immigration Canada, *Rapport annuel*, diverses années.

Tableau 2-3

Programmes de subvention salariale de certains pays industrialisés – Groupes cibles, 1970-1983

	Jeunes	Chômeurs	Chômeurs de longue date	Autres	Sans restriction	Nombre total de programmes[1]
Allemagne de l'Ouest	–	–	1	–	2	4
Belgique	3	1	2	–	–	6
Danemark	4	–	1	–	–	5
Finlande	1	1	–	1	1	4
France	6	–	–	–	2	7
Irlande	1	1	–	1	1	3
Italie	1	–	–	–	–	1
Japon	–	1	–	2	1	4
Norvège	2	–	–	–	–	2
Pays-Bas	2	–	1	2	2	6
Royaume-Uni	6	1	1	–	4	12
Suède	2	1	1	4	3	10
Canada	1	5	–	4	–	7
États-Unis	2	1	–	3	1	7

1 Les totaux peuvent ne pas correspondre à la somme des éléments, étant donné que certains programmes sont axés sur plus d'un groupe.
SOURCE D'après des données des Nations unies, 1984; OCDE, 1982; et Emploi et Immigration Canada, *Rapport annuel*, diverses années.

structurellement défavorisés, aux termes desquels les subventions étaient accordées pour des périodes dépassant deux ans (voir le tableau 2-4). Enfin, dans la plupart des programmes, les subventions étaient versées en espèces aux employeurs admissibles, à l'exception des crédits d'impôt consentis ces dernières années aux États-Unis et au Canada

et des modalités d'exemption de l'impôt de sécurité sociale en France et en Belgique.

Le bien-fondé économique des subventions salariales

La justification économique des subventions salariales est relativement élémentaire : en faisant baisser le prix de la main-d'œuvre par rapport à celui des autres facteurs de production, les subventions salariales incitent à substituer la main-d'œuvre à ces autres facteurs (par exemple, le capital), entraînant une hausse de l'emploi et une baisse du chômage. Les subventions salariales peuvent aussi avoir un effet sur l'échelle de production en incitant les entreprises à produire davantage. Si la baisse du coût de la main-d'œuvre est transmise au consommateur en tout ou en partie, sous la forme de produits moins coûteux, la demande pour ces produits peut augmenter; cela se traduit par un accroissement de la production alors que les dépenses accrues des consommateurs se répercutent dans l'ensemble de l'économie.

Dans un contexte inflationniste, lorsque l'emploi augmente et que le chômage diminue (l'objectif premier des programmes de subvention salariale), il est possible de faire augmenter l'emploi tout en minimisant les pressions inflationnistes. La stratégie de base est simple : en dirigeant ces programmes vers les travailleurs qui sont défavorisés en raison d'un chômage élevé, d'un faible pouvoir de négociation de taux de salaires inflexibles ou d'autres facteurs, il ne s'ensuit aucune pression à la hausse sur la masse salariale. De cette façon, l'emploi de ces travailleurs et le PNB peuvent s'accroître de façon substantielle, sans qu'il y ait de pressions significatives à la hausse sur les salaires. Certains économistes ont décrit une telle stratégie comme étant une façon de « faire mentir » la courbe de Phillips (l'arbitrage classique entre le chômage et l'inflation) en restreignant l'accroissement de l'emploi aux secteurs du marché du travail où l'offre est excédentaire (Baily et Tobin, 1977). À long terme, il en résulte une réduction du taux de chômage naturel (le taux de chômage auquel il n'y a aucun accroissement de l'inflation) et une augmentation éventuelle du PNB[3].

Par ailleurs, les politiques de subventions salariales peuvent avoir un effet favorable sur la balance des paiements du pays, quel que soit le taux de change. Pour les entreprises qui font du commerce international, une telle politique équivaut à une subvention à l'exportation. En fait, pour un certain nombre de pays de l'Europe de l'Ouest, cet aspect peut être considéré comme la principale raison d'être des programmes de subventions salariales (Bishop et Haveman,

Tableau 2-4

Programmes de subvention salariale de certains pays industrialisés – Durée de la subvention, 1970-1983

	Moins d'un an	Un an	18 mois	2 ans	Plus de 2 ans	Inconnue	Nombre total de programmes[1]
Allemagne de l'Ouest	1	–	1	2	–	–	4
Belgique	1	1	–	2	3	–	6
Danemark	1	1	–	–	–	3	5
Finlande	–	1	1	–	2	–	4
France	2	2	–	2	–	1	7
Irlande	–	–	1	1	–	1	3
Italie	–	–	1	–	–	–	1
Japon	2	2	1	–	–	–	4
Norvège	2	–	–	–	–	–	2
Pays-Bas	–	2	–	–	–	4	6
Royaume-Uni	5	3	1	–	–	3	12
Suède	3	–	–	–	3	4	10
Canada	2	6	–	–	–	–	7
États-Unis	1	1	2	–	–	3	7

1 Les totaux peuvent ne pas correspondre à la somme des éléments, étant donné que certains programmes ont plus d'une période d'application.
SOURCE D'après des données des Nations unies, 1984; OCDE, 1982; et Emploi et Immigration Canada, *Rapport annuel*, diverses années.

1979). Parce qu'elle fait baisser les coûts de production, une subvention salariale peut aider les producteurs d'un pays à être davantage concurrentiels sur les marchés d'exportation. D'après les estimations disponibles sur le Royaume-Uni, l'effet, sur la balance des paiements d'une subvention à la création d'emplois égale à un tiers du salaire moyen équivaut à une dévaluation d'environ 1,5 % (Layard et Nickell, 1980). Le Royaume-Uni, qui avait introduit un programme de subvention à l'emploi temporaire en 1975, a aboli cette mesure quatre ans plus tard parce que la Commission de la Communauté économique européenne jugeait qu'elle donnait aux entreprises britanniques un avantage commercial injuste. On a constaté qu'au cours de la période 1975-1978, le Royaume-Uni avait affiché une meilleure performance au chapitre des exportations et que la pénétration des importations avait diminué (Deakin et Pratten, 1981).

Finalement, en plus des effets qu'elles ont sur le PNB et sur les prix actuels et futurs, de même que de la hausse de l'emploi est des effets favorables sur la balance des paiements, les politiques de subventions salariales axées sur des groupes particuliers ont tendance à faire changer la composition de l'emploi et la répartition des revenus au profit des travailleurs peu qualifiés et mal rémunérés qui appartiennent aux groupes cibles. Si un des buts visés est de favoriser une répartition plus équitable du revenu, une telle incidence constitue alors un avantage majeur.

L'évaluation de l'incidence des subventions salariales

L'incidence des programmes de subventions salariales n'a fait l'objet que de très peu d'évaluations. En Europe, la plupart des évaluations ont été faites à partir d'échantillons d'employeurs ayant reçu des subventions. Les résultats de ces évaluations ne sont que partiellement fiables car, pour des raisons évidentes, certains répondants avaient tout à gagner à ne pas dire la vérité. Les évaluations ont porté sur la conception, le contrôle et l'administration des programmes dans le but d'en améliorer l'application. Personne n'a tenté d'évaluer l'incidence des subventions salariales sur le niveau de l'emploi, l'efficience, le taux d'inflation et la répartition des revenus. Toutefois, certains auteurs ont tenté d'évaluer l'effet net des subventions salariales sur l'emploi en tenant compte de divers facteurs, comme le roulement « artificiel » des effectifs, les déplacements de main-d'œuvre et les d'efficience connexes. Un examen plus approfondi des résultats de ces études est présenté dans le chapitre 5. Aucun de ces auteurs n'a cependant utilisé un modèle d'équilibre général. Pour pouvoir évaluer avec précision les effets nets d'une politique de subventions salariales, il est nécessaire de se servir d'un modèle d'équilibre général spécifié dans les détails.

Certains travaux ont été faits pour évaluer les effets macro-économiques de politiques hypothétiques de subventions salariales sur l'emploi global, la production, le niveau des prix et des salaires, et les recettes nettes de l'État. Un auteur a mesuré, à l'aide d'un modèle macro-économique général, l'effet multiplicateur d'un crédit d'impôt fictif, de niveau variable, et il a découvert qu'une politique de ce type aurait, aux États-Unis, une incidence significative sur l'emploi, la production et les prix, à un coût net relativement peu élevé pour l'État (Fethke et Williamson, 1976).

Une autre étude réalisée aux États-Unis portait sur l'efficacité d'un crédit d'impôt à l'investissement par rapport à celle d'un crédit d'impôt à l'emploi (Kesselman, Williamson et Berndt, 1977). Les auteurs de cette étude ont simulé l'incidence, sur la production du secteur manufacturier aux États-Unis, du remplacement du crédit d'impôt à l'investissement par un crédit d'impôt à l'emploi d'un coût équivalent pour l'État, pour la période 1962-1971. L'étude a permis de conclure que l'emploi total aurait été de 0,5 % à au-delà de 1 % plus élevé au cours de plusieurs des années couvertes par l'étude, et que l'utilisation du capital aurait diminué de 1 à 6 % au cours de la période. En outre, un crédit d'impôt à l'emploi aurait incité les entreprises à remplacer du capital et des cols blancs par des cols bleus.

Plus récemment, une étude a porté sur les effets macro-économiques de divers types de subventions salariales (Burdett et Hool, 1982); les auteurs sont arrivés à la conclusion que de telles subventions sont un moyen particulièrement efficace pour atteindre, à la fois au cours des phases ascendante et descendante du cycle économique, les objectifs fixés au chapitre de l'emploi, du niveau des prix et de la répartition des revenus, alors que les politiques axées sur la demande globale seraient plus efficaces au moment des creux et des sommets cycliques.

Enfin, une étude à cherché à évaluer l'incidence économique d'un projet de subventions de création d'emplois au moyen d'un modèle algébrique simple de l'économie (Layard et Nickell, 1980; pour une réponse critique à cette analyse, voir Whitley et Wilson, 1983; Layard et Nickell, 1983; Luskin, 1986). Dans ce modèle, une subvention est accordée aux entreprises pour chaque emploi nouveau qu'elles créent au-delà d'un niveau de référence donné. Les auteurs de l'étude sont arrivés à la conclusion qu'une subvention de création d'emplois peut avoir un effet significatif sur la hausse de l'emploi. Ils ont constaté qu'une telle

mesure soutenait assez bien la comparaison avec d'autres moyens de favoriser l'emploi (par exemple, une hausse des dépenses publiques) et, en particulier, avec une politique générale de subventions à l'emploi. Cependant, des travaux ultérieurs laissent voir que les subventions de création d'emplois sont peut-être moins efficaces que ne l'indique l'étude précitée.

En rapport avec l'évaluation macro-économique des programmes de subventions salariales, un problème mérite une attention spéciale. En règle générale, le traitement que l'on accorde à l'incidence des budgets de l'État dans ces études n'est pas très clair. L'accroissement des dépenses publiques qu'entraîne un programme de subventions salariales doit être financé par un changement quelconque dans le budget de l'État (par example, une hausse des impôts, une réduction des autres dépenses, ou un emprunt) dans la mesure où ces programmes ne sont pas à l'origine d'une augmentation des recettes fiscales qui leur permettrait de « s'autofinancer ». Il serait souhaitable de faire une étude plus explicite de la question de la contrainte budgétaire dans ce contexte.

Dans la présente étude, nous employons la méthode micro-économique de l'analyse avantages-coûts pour établir quels sont précisément les avantages et les coûts directs, indirects et dynamiques d'une subvention à l'emploi. Nous nous sommes efforcés d'être sélectifs, mais raisonnablement exhaustifs, en mettant l'accent sur les problèmes et les facteurs qui intéressent le plus les décideurs. Cependant, cette approche a ses limites. Notre objectif n'est toutefois pas d'examiner ces contraintes en profondeur, mais de faire ressortir deux aspects du problème qui occupent une place particulièrement importante dans l'évaluation des subventions. En premier lieu, comme les coûts et les avantages sont généralement exprimés en termes globaux, les questions relatives à la répartition des revenus sont difficiles à traiter dans le cadre d'une analyse avantages-coûts. En second lieu, il y a le rôle joué par les attentes; c'est là un des problèmes les plus épineux qui se posent. Le problème peut se résumer ainsi : le comportement des entreprises et des travailleurs est susceptible de changer s'ils s'attendent à une forme quelconque d'aide de la part de l'État (OCDE, 1983). Supposons, par exemple, qu'une entreprise est confrontée à une baisse de la demande pour son produit par suite d'un changement de son avantage comparatif. Si aucune subvention directe ou indirecte n'est attendue, la production et l'emploi de l'entreprise vont diminuer. Les travailleurs de l'entreprise, craignant d'être mis à pied, chercheront un emploi ailleurs. Cependant, lorsque la politique suivie par l'État dans le passé laisse présager qu'une subvention sera accordée, l'entreprise peut modifier son comportement en matière d'emploi et de production, sans compter que l'éventualité d'une aide peut aussi influer sur le processus d'adaptation des travailleurs.

3 Le programme de crédit à l'emploi

Incités par l'adoption d'un programme de crédit d'impôt à la création de nouveaux emplois aux États-Unis, des représentants de la Fédération canadienne de l'entreprise indépendante ont présenté au gouvernement fédéral, en septembre 1977, un mémoire dans lequel ils préconisaient la mise en œuvre immédiate d'un programme canadien de crédit d'impôt à l'emploi, en vue d'atteindre le double objectif d'une hausse de l'emploi et d'une baisse de l'inflation. En mars 1978, le gouvernement fédéral répondait à ces souhaits en instituant le Programme de crédit d'impôt à l'emploi (PCIE) dans le but de stimuler la création d'emplois dans le secteur privé. Le crédit d'impôt à l'emploi est en quelque sorte une subvention à l'accroissement de l'emploi qui est accordée sous la forme d'un crédit d'impôt pour l'entreprise. Le recours à un crédit d'impôt à l'emploi constituait une mesure d'incitation fiscale relativement innovatrice.

Le PCIE avait pour objectif premier de stimuler la création de nouveaux emplois dans le secteur privé. Un des objectifs secondaires était de rendre les participants plus aptes à se trouver un emploi dans l'avenir.

La durée, la forme et le montant de la subvention

En vertu de ce programme, un crédit d'impôt de 1,50 $, 1,75 $, ou 2,00 $ l'heure – les montants supérieurs étant réservés aux régions à fort taux de chômage – était accordé aux employeurs disposés à créer des emplois en sus de leurs effectifs habituels, c'est-à-dire des emplois qui n'auraient pas existé en l'absence du programme. Le crédit maximal de 2,00 $ l'heure par travailleur a été appliqué dans les quatre provinces de l'Atlantique et la péninsule gaspésienne (où les employeurs avaient également droit à un crédit d'impôt à l'investissement de 20 %). Dans certaines régions désignées du Québec, de la Saskatchewan, du Manitoba, de l'Ontario, de l'Alberta et de la Colombie-Britannique (où le crédit d'impôt à l'investissement était de 10 %), le taux consenti était de 1,75 $ l'heure. Enfin, dans les régions (où le crédit d'impôt à l'investissement se situait à 7 %), le taux du crédit d'impôt à l'emploi était de 1,50 $ l'heure.

Le gouvernement fédéral avait prévu que les employeurs créeraient chaque année près de 50 000 emplois au Canada par suite de cette mesure d'incitation, et avait estimé que le coût annuel net du programme à environ 100 millions de dollars. Le PCIE a été institué en vertu de la *Loi sur le crédit d'impôt à l'emploi* dans laquelle est précisée sa structure. À l'origine, il devait durer deux ans, mais il fut prolongé d'une année et a pris fin en mars 1981.

Les conditions d'admissibilité

En vertu du PCIE, un employeur admissible pouvait réclamer un crédit d'impôt pour chaque heure de travail admissible accomplie par un travailleur admissible, jusqu'à concurrence de 40 heures par semaine, pour une période ne devant pas excéder neuf mois (prolongée plus tard à 12 mois). Voici la définition des termes utilisés.

- Un « employeur admissible » désigne une personne qui dirige une entreprise au Canada depuis plus de 52 semaines, immédiatement avant la date de participation au programme, à l'exception des agences de placement ou d'aide temporaire fournissant du personnel à d'autres employeurs.

- Un « travailleur admissible » est un citoyen canadien ou un résident permanent en âge de travailler qui est en chômage et se cherche activement un emploi, est inscrit à ce titre à un Centre d'emploi du Canada (CEC) depuis au moins huit semaines consécutives (période abaissée à deux semaines ou plus par la suite), et dont la candidature a été soumise à l'employeur admissible par le CEC. L'employeur qui trouve lui-même un travailleur admissible convenant à ses besoins peut demander au CEC de lui soumettre la candidature de ce travailleur.

- On entend par « emploi admissible » tout emploi créé qui est conforme aux conditions suivantes : a) sa création résulte du crédit d'impôt prévu par le programme, c'est-à-dire qu'il s'ajoute aux emplois occupés par l'effectif normal de l'employeur; b) le travailleur admissible accomplit normalement au moins 35 heures de travail par semaine; c) la rémunération correspond au moins au salaire minimum établi ou dépasse de 0,25 $ l'heure le crédit d'impôt si aucun salaire minimum n'est prévu; d) la période minimale d'emploi est de trois mois consécutifs; e) l'emploi ne fait

pas l'objet d'une subvention directe en vertu d'un autre programme gouvernemental.

Les modalités d'application

Les entreprises pouvaient obtenir le crédit en déduisant le montant admissible de l'impôt fédéral à payer sur leur revenu. Toute entreprise qui acquittait ses impôts par paiements échelonnés pouvait déduire de chaque versement le montant du crédit d'impôt admissible qui n'avait pas encore été réclamé. Toutefois, le crédit d'impôt était imposable et les employeurs devaient ajouter un montant équivalent à leur revenu imposable. Pour comprendre le calcul du crédit d'impôt à l'emploi, prenons l'exemple d'une entreprise qui bénéficie d'un crédit de 1,75 $ l'heure, 40 heures par semaine durant 12 mois. Le crédit total est donc de 3 640 $, soit 1,75 $ × 40 × 52. Ce crédit d'impôt doit être ajouté au revenu. Si le taux d'imposition de l'entreprise est de 40 %, le crédit net qu'elle obtient pour chaque nouvel employé est de 2 184 $, soit 3 640 $ – (0,40 × 3 640 $). Si le montant de l'impôt fédéral à payer par l'entreprise était inférieur au montant total du crédit d'impôt accumulé durant l'année, l'entreprise pouvait reporter le crédit, en totalité ou en partie, sur une période maximale de cinq ans. Le crédit d'impôt n'était ni transférable ni remboursable.

Les entreprises recevaient des instructions détaillées sur la manière de calculer leur « effectif normal », le niveau de référence auquel elles devaient comparer le nombre de leurs employés afin de déterminer le crédit d'impôt admissible pour chaque semaine de l'entente conclue en vertu du programme. Brièvement, l'effectif normal pouvait être « non fluctuant » ou « fluctuant » (c'est-à-dire qu'il avait augmenté de plus du tiers au cours des 12 mois précédents). Les entreprises qui employaient normalement moins de 10 personnes étaient considérées comme ayant un effectif non fluctuant.

Les modifications apportées au programme

L'objectif annuel de 50 000 emplois qui avait été prévu lors de la création du PCIE n'a pas été atteint la première année, puisque seulement 19 934 nouveaux emplois ont été jugés admissibles. Au début, la participation des employeurs au programme n'a pas été très grande, en dépit d'une campagne publicitaire nationale menée par Emploi et Immigration Canada, en mai 1978, à un coût de 800 000 $. Préoccupés par la situation, les responsables du programme ont effectué un sondage auprès des employeurs, en juin 1978, pour tenter de définir les causes du manque d'enthousiasme apparent. Selon les résultats obtenus, la plupart des entreprises accueillaient favorablement le Programme, mais certaines d'entre elles avaient exprimé des critiques à l'égard du faible niveau du crédit d'impôt, du fait que les travailleurs recrutés doivent avoir été chômeurs durant au moins huit semaines, et du fait que l'emploi doive représenter une addition nette aux effectifs et que l'employeur soit tenu de fournir une attestation à cet égard dans l'entente passée avec le PCIE. Certains employeurs craignaient de subir une vérification de la part de Revenu Canada – Impôt. À cause du manque d'intérêt des employeurs, le programme avait progressé très lentement : au début d'août 1978, seulement 5 000 nouveaux emplois avaient été créés.

À l'automne 1978, des changements ont été apportés à la structure du PCIE, et une seconde campagne destinée à sensibiliser les employeurs et le public au nouveau programme a été lancée en octobre 1978, au coût de 490 000 $[1]. Dans la nouvelle version du programme, la durée de l'emploi ouvrant droit à un crédit d'impôt était prolongée de neuf à 12 mois, et la période de chômage rendant le travailleur admissible était réduite de huit à deux semaines.

Le nouveau programme a reçu un accueil beaucoup plus favorable. À la fin de décembre 1978, 11 168 emplois avaient été approuvés, nombre qui s'est gonflé de 8 766 emplois additionnels au cours du trimestre suivant, pour un total de 19 934 emplois à la fin de mars 1979.

Quelques remarques s'imposent pour conclure cet examen des principales caractéristiques du PCIE. Premièrement, le crédit d'impôt était accordé à l'employeur plutôt qu'au travailleur, ce qui a pour effet d'entraîner un déplacement de la courbe de demande plutôt que de la courbe d'offre de main-d'œuvre. En contribuant à abaisser les coûts nets en main-d'œuvre, le programme pouvait inciter l'employeur à investir dans la main-d'œuvre plutôt que dans le capital. Deuxièmement, parce que le montant du crédit était fixe, l'aide ainsi fournie se trouve à être relativement plus élevée dans le cas des travailleurs non spécialisés que dans celui des travailleurs qualifiés. Troisièmement, le programme prévoyait un crédit d'impôt applicable aux nouveaux emplois créés plutôt qu'une subvention à la rémunération en rapport avec le nombre total d'emplois. Quatrièmement, les règles du jeu favorisaient davantage les industries en expansion et, dans une moindre mesure, les petits établissements. Enfin, puisque le programme était de nature temporaire, il n'y avait pas lieu de s'attendre que les entreprises fournissent, aux travailleurs dont l'emploi était subventionné, une formation poussée en cours d'emploi.

Statistiques descriptives

Bien que la participation des employeurs au PCIE ait été faible au début, l'objectif initial de 50 000 nouveaux emplois par an a été atteint pour les exercices financiers de 1979/1980 et de 1980/1981. À l'échéance du programme, environ 113 182 emplois avaient été créés. Le tableau 3-1 indique le nombre d'emplois créés chaque année pendant la durée du programme.

Environ 64,4 % des nouveaux emplois ont été créés dans les régions où le taux du crédit d'impôt était de 1,50 $ l'heure, 26,2 % dans les régions où ce crédit s'élevait à 1,75 $, et 9,4 % dans celles où il atteignait 2,00 $ l'heure (voir le tableau 3-2).

Tableau 3-1

Programme de crédit d'impôt à l'emploi – Emplois créés, 1978-1981

	Nombre d'emplois créés	Nombre d'employeurs	Nombre d'ententes
1978/1979	17 337[1]	7 217	12 506
1979/1980	48 427	19 027	37 194
1980/1981	47 418	18 575	36 621
Total	113 182	44 819	86 321

1 À la fin de mars 1979, 19 934 nouveaux emplois avaient été approuvés.
Source : D'après des données non publiées fournies par Emploi et Immigration Canada.

Tableau 3-2

Programme de crédit d'impôt à l'emploi – Emplois créés selon le niveau du crédit, 1978-1981

En pourcentage

	1978/1979	1979/1980	1980/1981	Total
Niveau du crédit selon la région :				
1,50 $	56,0	64,9	67,4	64,4
1,75 $	32,8	26,1	23,6	26,2
2,00 $	11,2	9,0	9,0	9,4
Total	100,0	100,0	100,0	100,0

Source : D'après des données non publiées fournies par Emploi et Immigration Canada.

La ventilation par province des emplois créés en vertu du programme révèle que le recours aux crédits d'impôt a été particulièrement marqué en Ontario et au Québec, et dans une moindre mesure, en Colombie-Britannique, en Alberta et au Nouveau-Brunswick (voir le tableau 3-3 et le graphique 3-1).

De 1978 à 1984, les employeurs participants ont réclamé des crédits d'impôt totalisant 93,6 millions de dollars.

Tableau 3-3

Programme de crédit d'impôt à l'emploi – Emplois créés, par province, 1978-1981

	Nombre d'emplois	Nombre d'employeurs
Terre-Neuve	1 360	753
Île-du-Prince-Édouard	655	333
Nouvelle-Écosse	2 362	1 263
Nouveau-Brunswick	3 262	1 210
Québec	42 699	16 213
Ontario	43 553	16 251
Manitoba	2 625	1 189
Saskatchewan	1 629	1 084
Alberta et Territoires du Nord-Ouest	2 617	1 516
Colombie-Britannique et Yukon	12 420	5 007
Canada	113 182	44 819

Source : D'après des données non publiées fournies par Emploi et Immigration Canada.

Tableau 3-4

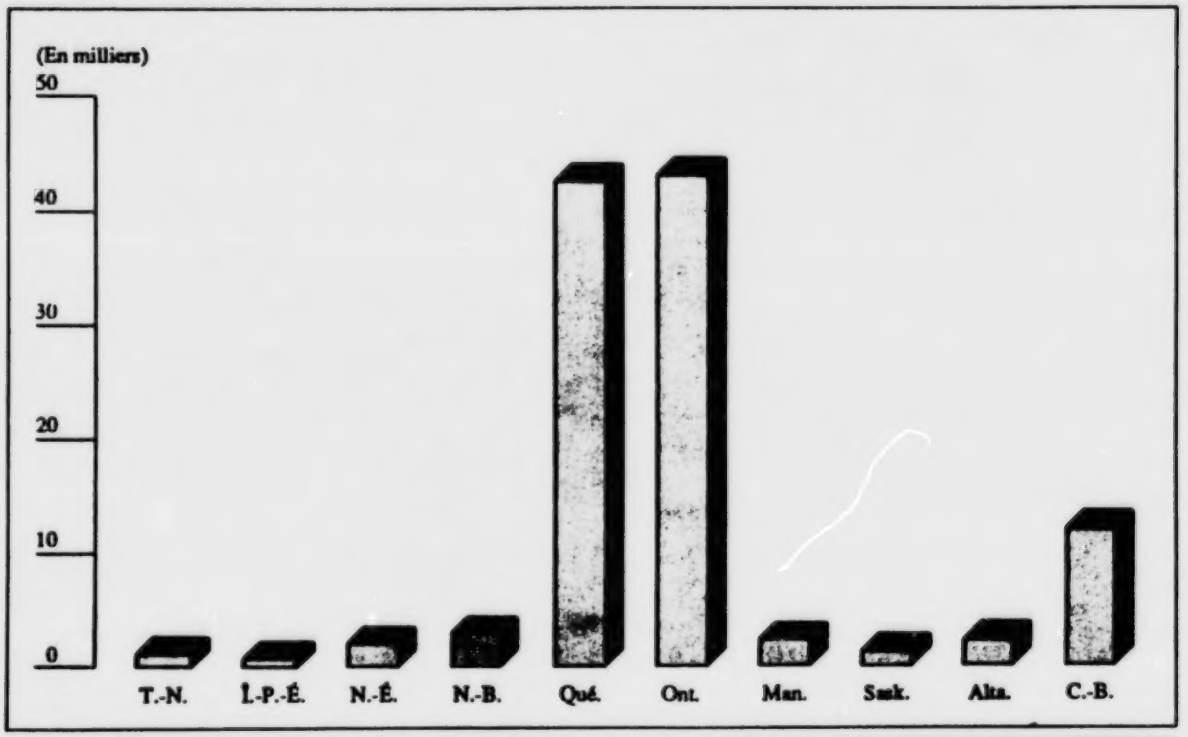
Programme de crédit d'impôt à l'emploi – Crédits d'impôt réclamés, 1978-1984

	Nombre de sociétés ayant réclamé un crédit[1]	Montant des crédits réclamés (en millions de dollars)
Années d'imposition :		
1978	660	1,6
1979	4 235	16,5
1980	6 980	26,9
1981	6 458	25,7
1982	3 362	11,2
1983	1 622	5,5
1984[2]	1 009	5,2

1 D'après le nombre total de sociétés ayant produit une déclaration T2 pour l'année d'imposition.
2 Données préliminaires susceptibles de varier quelque peu.
Source : D'après des données non publiées fournies par Revenu Canada.

Graphique 3-1

Nombre d'emplois créés en vertu du PCIE, par province, 1978-1981



D'après les données du tableau 3-4 sur la participation au programme, les crédits accordés ont été faibles dans l'ensemble. Pour l'année d'imposition où l'activité a été la plus importante (1980), 6 980 entreprises ont réclamé, au total, des crédits de 26,9 millions de dollars. Les grandes sociétés (celles dont l'actif dépasse 25 millions de dollars) ont réclamé un crédit moyen beaucoup plus élevé que celui par les petites entreprises (celles ayant un actif inférieur à un million de dollars).

D'après des données inédites présentées au tableau 3-5, le crédit d'impôt moyen réclamé en 1983 et en 1984 par les sociétés dont l'actif dépassait 25 millions de dollars s'élevait, respectivement, à 23 000 $ et 41 368 $, comparativement à 3 403 $ et 4 724 $ pour l'ensemble des entreprises participantes.

Les caractéristiques des participants au programme

Les renseignements sur les caractéristiques des participants au programme ont été fournis par Emploi et Immigration Canada. Les principales données sur chaque employeur et chaque travailleur ont été tirées du formulaire d'entente (EMP 2204) et de l'avis d'embauche (EMP 2280). Un questionnaire adressé en mars 1979 à 4 006 entreprises participantes a servi à compléter l'information sur les employeurs. Le taux de réponses a été de 65 %. Les données sur les caractéristiques des travailleurs ont également été complétées par l'envoi d'un questionnaire couvrant la période entre juillet 1978 et octobre 1979. Le taux de réponse a été plutôt faible (27 %), bien que 4 807 travailleurs aient répondu au questionnaire. D'autres données portant sur un échantillon de 10 % des travailleurs participants ont été puisées dans la base de données longitudinales sur la population active du Ministère. Cette base de données contient le relevé d'emploi et d'assurance-chômage de tous les participants.

Les employeurs

D'après les résultats du sondage effectué auprès des employeurs qui ont participé la première année, le programme a surtout intéressé les petites entreprises; environ

Tableau 3-5

Programme de crédit d'impôt à l'emploi – Crédits d'impôt réclamés, selon la taille de la société, années d'imposition 1983 et 1984

	Nombre de sociétés			Montant des crédits réclamés (en millions de dollars)	
	1983	1984	Total	1983	1984
Taille de la société :					
Petite[1]	1 300	836	2 136	2,7	1,8
Moyenne[2]	298	244	542	2,3	2,6
Grande[3]	24	19	43	0,6	0,8
Total	1 622	1 099	2 721	5,5	5,2

1 Actif de moins d'un million de dollars.
2 Actif variant entre 1 $ et 25 $ millions.
3 Actif de plus de 25 $ millions.
Source : D'après des données non publiées fournies par Revenu Canada.

77 % des entreprises participantes comptaient moins de 20 employés et 40 % n'avaient que cinq employés à temps plein. Les petites entreprises (moins de 20 employés) ont créé une part importante des nouveaux emplois en vertu du PCIE. D'après les données de notre échantillon, environ 40 % de tous les nouveaux emplois créés au cours de la première année du programme sont attribuables à des entreprises comptant 20 employés ou moins, et environ 80 % de ces nouveaux emplois ont été créés par des entreprises ayant 150 employés ou moins (voir le tableau 3-6). Le pourcentage des emplois créés par les petites entreprises en vertu du PCIE est donc beaucoup plus important que leur part relative de l'emploi total (24 %). Les résultats d'études récentes ont montré que les petites entreprises ont une plus forte propension à embaucher et à congédier. Le taux de faillite plus élevé que l'on observe dans le secteur des petites entreprises est largement compensé par leur rythme rapide d'établissement et d'expansion (Birch, 1981).

Le tableau 3-7 fait voir la répartition des employeurs en fonction du nombre d'emplois créés. Environ 63 % des employeurs ont créé un seul emploi et, au total, 92 % des employeurs participants ont créé cinq emplois ou moins. Près de 70 % des ententes d'embauche comportent une période d'emploi de 12 mois, soit le maximum permis. Près de la moitié des emplois ont été fournis par des entreprises manufacturières. Les emplois créés dans le secteur du commerce de détail et de gros représentent environ 19 % du total, contre 14 % environ dans le secteur des services communautaires et commerciaux, et 8 % dans l'industrie de la construction (voir le tableau 3-8).

Le pourcentage des emplois créés dans le secteur manufacturier était beaucoup plus important que la part de l'emploi total attribuable à ce secteur (20 % en 1979). Par contre, le pourcentage des emplois créés dans les industries

Tableau 3-6

Répartition des travailleurs engagés en vertu du PCIE, selon la taille de l'entreprise, 1978/1979

En pourcentage

	Travailleurs embauchés en vertu du programme	Nombre moyen de travailleurs embauchés par entreprise
Nombre d'employés permanents à temps plein :		
Aucun	1,8	1,5
1 à 5	16,9	1,4
6 à 20	22,6	2,2
21 à 50	13,0	3,7
51 à 150	23,6	10,2
151 à 300	11,1	16,1
301 à 500	6,5	21,9
Plus de 500	4,5	28,3
Total	100,0	3,3

Source : D'après un sondage effectué auprès des employeurs par Emploi et Immigration Canada.

Tableau 3-7

Répartition des employeurs participants au PCIE, selon le nombre d'emplois créés, 1978/1979

En pourcentage

	Répartition des employeurs
Nombre d'emplois créés :	
1	63,3
2 à 5	29,0
6 à 10	4,3
11 à 20	1,8
Plus de 20	1,6
Total	100,0

Source : D'après un sondage effectué auprès des employeurs par Emploi et Immigration Canada.

Tableau 3-8

Répartition de l'embauche en vertu du PCIE, selon l'industrie, 1978-1981

En pourcentage

	Embauche		
	1978/1979	1979/1980	1980/1981
Industries primaires	3,0	3,4	3,0
Fabrication	56,0	47,3	48,6
Construction	5,8	7,9	6,3
Transport, communication, et autres services publics	2,1	2,3	2,2
Commerce	17,0	19,5	20,0
Finances, assurances et affaires immobilières	2,4	2,2	2,3
Services communautaires, commerciaux et personnels	9,5	13,2	15,5
Administration publique	–	–	–
Autre	4,2	4,2	2,1
Total	100,0	100,0	100,0

Source : D'après des données non publiées fournies par Emploi et Immigration Canada.

de services – environ 36 % seulement – était beaucoup plus faible que la part de l'emploi total allant par ce secteur.

Au tableau 3-9, les emplois créés en vertu du PCIE sont ventilés selon la catégorie professionnelle; les données

Tableau 3-9

Ventilation des emplois créés en vertu du PCIE, selon la catégorie professionnelle, 1978-1981

En pourcentage

	1978/1979	1979/1980	1980/1981
Direction et administration	1,2	1,8	2,1
Génie et mathématiques	1,5	2,3	3,1
Médecine et santé	0,6	0,7	0,9
Arts de spectacle	0,7	0,6	1,0
Travail de bureau	13,2	15,0	15,9
Vente	6,6	7,1	7,4
Services	3,2	5,1	5,7
Agriculture, pêche et exploitation	2,1	3,2	1,8
Transformation	9,6	8,7	7,8
Usinage	9,0	7,8	7,9
Fabrication et assemblage	27,9	23,1	25,7
Construction	7,3	8,2	5,9
Manutention	7,1	6,8	7,1
Autre	10,0	9,6	7,7
Total	100,0	100,0	100,0

Source : D'après des données non publiées fournies par Emploi et Immigration Canada.

montrent que la plupart des nouveaux emplois se retrouvent dans la catégorie des métiers manuels. Dans cette catégorie, les emplois reliés à la fabrication et à l'assemblage représentent environ 26 % du total, et les emplois reliés à la transformation et à l'usinage, environ 16 %. Dans les professions non manuelles, environ 26 % des nouveaux emplois se trouvaient dans les catégories du travail de bureau, des ventes et des services, et environ 6 % dans la catégorie professionnelle.

Les travailleurs

D'après les résultats du sondage mené auprès des travailleurs, le pourcentage des femmes qui ont participé au PCIE était inférieur par rapport au pourcentage des femmes dans l'ensemble des chômeurs. Les femmes ne représentaient qu'un tiers environ des travailleurs embauchés en vertu du programme, tandis qu'elles constituaient 45 % des personnes en chômage. Plus de la moitié (54 %) des travailleurs participants étaient âgés de moins de 25 ans, alors que 35 % avaient entre 20 et 24 ans (voir le tableau 3-10). Les participants qui n'avaient pas de personnes à charge représentaient 73 % du total, tandis que seulement 17 % avaient fait huit années d'études ou moins.

Tableau 3-10

Répartition des participants au PCIE, selon le sexe et l'âge, 1978/1979

En pourcentage

	Hommes	Femmes	Total
Groupe d'âge :			
15 à 19 ans	18,7	21,2	19,5
20 à 24 ans	34,5	35,0	34,7
Plus de 25 ans	46,8	43,8	45,8
Total	100,0	100,0	100,0

Source D'après un sondage effectué auprès des travailleurs par Emploi et Immigration Canada.

La constatation peut être la plus importante qui se dégage du sondage effectué auprès des travailleurs est le fait qu'environ 20 % des participants au programme ayant répondu au questionnaire possédaient un emploi à temps plein avant de participer au PCIE, et qu'environ 5 % avaient un emploi à temps partiel. Environ 58 % des travailleurs étaient chômeurs lorsqu'ils ont été embauchés en vertu du programme et 8 % sortaient de l'école secondaire ou du collège, ou encore d'un programme de formation de la main-d'œuvre (voir le tableau 3-11).

Tableau 3-11

Situation des travailleurs avant d'occuper leur emploi présent dans le cadre du PCIE[1], 1978/1979

En pourcentage

	Hommes	Femmes	Total
Employé à temps plein (au moins 35 heures par semaine)	21,3	18,9	20,4
Employé à temps partiel (moins de 35 heures par semaine)	4,0	7,5	5,4
Temporairement mis à pied	5,2	3,6	4,6
Sans emploi et se cherchant du travail	54,5	48,2	51,9
Sans emploi et ne cherchant pas du travail	0,7	2,1	1,3
Étudiant à temps plein	4,8	6,7	5,5
Participant à un programme de formation de la main-d'œuvre	2,4	2,2	2,3
Autre	7,1	10,8	8,6
Total	100,0	100,0	100,0

1 Échantillon fondé sur les réponses de 4 750 participants.
Source D'après un sondage effectué auprès des travailleurs par Emploi et Immigration Canada.

Le sondage réalisé auprès des travailleurs a révélé que, la première année, près de la moitié (48 %) des participants au programme avaient reçu des prestations d'assurance-chômage juste avant de commencer leur emploi, et que 75 % avaient touché des prestations au cours des 18 mois précédents. Les participants qui recevaient des prestations d'assurance-chômage avaient été sans emploi, en moyenne, durant une période de 23 semaines entre la fin de leur emploi précédent et le début de leur emploi dans le cadre du programme. Pendant cet intervalle, ils ont reçu des prestations s'élevant, en moyenne, à 1 877 $ pour une durée de 20 semaines. Environ 5 % des travailleurs participants recevaient des prestations d'aide sociale avant de participer au programme. L'aide financière fournie par d'autres membres de la famille, les économies ou les revenus de pension constituaient la principale source de revenu du reste (45 %) des participants au PCIE (voir le tableau 3-12).

Les participants dont le revenu était inférieur au revenu maximal ouvrant droit à des prestations d'assurance-chômage gagnaient, en moyenne, 162 $ par semaine dans leur dernier emploi – le salaire moyen des hommes étant de

Tableau 3-12

Principale source de revenu avant d'occuper un emploi dans le cadre du PCIE[1], 1978/1979

En pourcentage

	Hommes	Femmes	Total
Salaire tiré d'un emploi ou d'un travail autonome	15,8	13,6	14,9
Prestations d'assurance-chômage	52,3	42,3	48,3
Prestations d'aide sociale	3,8	3,3	3,6
Allocations familiales	0,7	1,7	1,1
Aide financière d'autres membres de la famille	6,0	16,3	10,2
Pension	0,5	0,5	0,5
Économies	9,4	5,4	7,8
Autre	11,5	16,9	13,7
Total	100,0	100,0	100,0

1 Échantillon fondé sur les réponses de 4 750 participants.
Source D'après un sondage effectué auprès des travailleurs par Emploi et Immigration Canada.

175 $ et celui des femmes, de 134 $. Environ 90 % de tous les participants au programme avaient un revenu inférieur au niveau maximum. Le salaire hebdomadaire moyen versé pour un emploi subventionné en vertu du PCIE était de 171 $.

Environ 8 % des travailleurs avaient reçu une formation dans le cadre du Programme de formation de la main-d'œuvre avant d'être engagés par un employeur participant au PCIE; la proportion était de 11 % chez les hommes et de 4 % chez les femmes.

4 L'efficience du programme de crédit d'impôt à l'emploi (PCIE)

Dans le présent chapitre, nous évaluons l'efficience d'une politique de subvention des salaires comme celle poursuivie dans le cadre du PCIE. Les mesures de subvention de l'emploi peuvent-elles apporter des avantages à la société ? En d'autres termes, une politique de subvention des salaires a-t-elle un rôle à jouer ? Bien entendu, le critère à vérifier est de voir si une telle politique peut améliorer le niveau de bien-être de la société. Sur des marchés concurrentiels, avec des prix flexibles et en l'absence de distorsions, une politique de subvention des salaires entraînerait de l'inefficience et une perte de bien-être (Jackman et Layard, 1980), c'est-à-dire qu'elle imposerait un coût net à la société. Toutefois, en présence de distorsions ayant une incidence sur le marché du travail, par exemple les impôts, est-ce qu'une politique de subvention des salaires est à même de réduire le coût d'efficience qui en résulte ?

Afin d'évaluer correctement les avantages nets pour la société d'une subvention salariale dont l'effet est d'accroître l'emploi dans un secteur particulier, il faut analyser le coût d'option social de ce travail (Conseil du Trésor, 1976). Mais nous devons d'abord nous poser une question fondamentale : Pourquoi avons-nous besoin de la notion de coût d'option social ? La réponse est qu'il est nécessaire de recourir à une telle notion lorsque les prix du marché ne traduisent pas parfaitement les options sociales qui s'offrent. L'exemple le plus simple est celui où la présence d'une distorsion (par exemple, l'existence d'un monopole ou de contingents) entraîne un écart entre le prix de la demande et le coût marginal. Sur les marchés du travail, l'existence de distorsions qui causent du chômage, notamment, peut créer un écart entre les prix de la demande et les prix de l'offre, c'est-à-dire les taux de salaires. Selon Harberger (1971*b*), la véritable raison du recours à la notion de coût d'option social dans l'évaluation des projets d'investissement est que lorsque les salaires effectivement versés dépassent les coûts d'option sociaux, cet excédent devrait être comptabilisé parmi les avantages du projet. En d'autres termes, plutôt que de déduire du projet tous ses coûts salariaux, il faut en déduire seulement la partie qui représente le véritable coût d'option social.

Le coût d'option social du travail

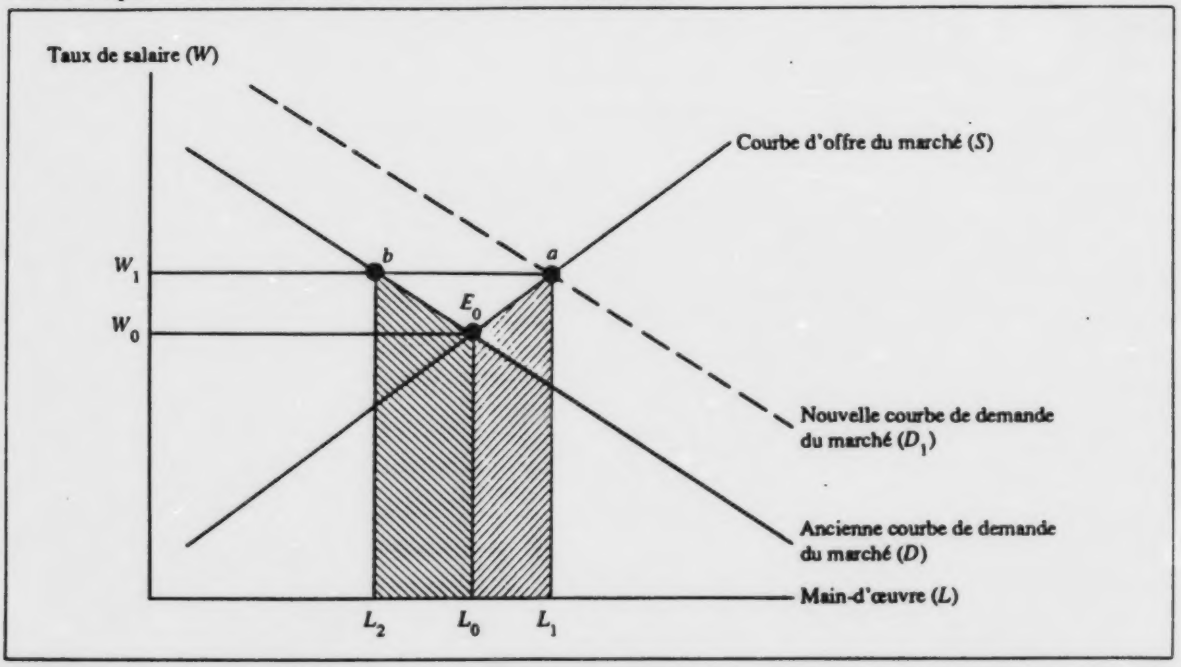
En l'absence de toute distorsion, l'élément déterminant fondamental du coût d'option social du travail est le prix d'offre concurrentiel auquel la main-d'œuvre d'un certain type s'offrira à l'emploi dans une région particulière (Harberger, 1971*b*; Jenkins et Kuo, 1978; Harberger, 1980). À titre d'illustration, voyons le graphique 4-1, qui montre à la fois l'offre et la demande pour une certaine catégorie de main-d'œuvre dans une région donnée. Supposons qu'il n'y a aucune distorsion sur ce marché. L'équilibre de plein-emploi se produit au salaire d'équilibre W_0, qui correspond à une quantité demandée et offerte de travail de L_0 personnes. Faisons l'hypothèse que la région ait décidé de construire un métro. Cette source additionnelle de demande de main-d'œuvre fait augmenter le taux de salaire de W_0 à W_1. En présence de la nouvelle demande, l'offre de main-d'œuvre passe de L_0 à L_1 et le coût d'option social de ce travail supplémentaire est mesuré par son prix d'offre. Celui-ci équivaut (du moins dans le scénario simplifié) à la zone tramée $E_0aL_1L_0$ sous la courbe d'offre de travail dans l'intervalle pertinent. Les employeurs, dont le comportement était réglé en fonction de l'ancienne courbe de demande, sont incités à réduire le nombre de travailleurs qu'ils emploient de L_0 à L_2 en raison de l'augmentation du taux de salaire. Il en résulte un coût d'option mesuré par la valeur qu'ils accordent à la main-d'œuvre L_0L_2 à laquelle ils ont renoncé, et qui (dans ce cas simplifié), correspond à la superficie $E_0L_0L_2b$ sous l'ancienne courbe de demande.

Au graphique 4-1, lorsque les courbes de demande et d'offre sont linéaires dans l'intervalle concerné, le coût d'option social associé à l'augmentation de la demande L_2L_1 peut être exprimé comme étant égal à $L_2L_1 \times [(W_0 + W_1)/2]$, selon Hargerger (1980). Ainsi, pour de petites augmentations de la demande de toute nouvelle source, le coût d'option social est égal au prix qui prévaut dans des situations sans distorsion, étant donné que pour de très faibles accroissements de la demande, W_0 et W_1 seront proches l'un de l'autre.

La présence de facteurs comme les salaires minimums, les contrats de travail, et les impôts prélevés sur le salaire et le revenu ont souvent été considérés comme des causes de distorsions sur les marchés du travail. En présence de tels facteurs, on ne peut plus simplement identifier le coût d'option social au taux de salaire du marché. Le graphique 4-2 illustre un cas où les gains du travail sont assujettis à des impôts sur le salaire et le revenu. Ces impôts créent une différence entre le salaire du marché et le salaire net que

Graphique 4-1

Coût d'option social dans des situations sans distorsion



reçoivent effectivement les travailleurs. Comme le salaire net détermine l'offre de travail, la véritable courbe d'offre de travail est représentée par la ligne pointillée. La différence entre ces deux courbes d'offre correspond aux impôts sur le salaire et le revenu qui doivent être payés. Dans un tel cas, le coût d'option social de L_2L_1 unités de travail n'équivaudrait plus approximativement au salaire du marché. Le coût d'option de la main-d'œuvre supplémentaire L_0L_1 correspond à la superficie cdL_1L_0e sous la véritable courbe d'offre, plutôt qu'à la superficie sous la courbe d'offre du marché. Lorsque les unités de travail supplémentaires L_0L_1 sont fournies, les employeurs continuent à payer W_0 par unité de travail, les impôts sont compris dans ce taux de salaire du marché W_0, et à ce titre, font partie des coûts privés; ils n'entrent donc pas dans le coût social des services de travail supplémentaires.

Selon Harberger (1980), il y a deux façons d'exprimer le coût d'option social du travail (SOCL) en présence des impôts susmentionnés. L'une consiste à faire une moyenne pondérée du salaire du marché W_0 et du salaire après impôt W_2, les pondérations étant les parts relatives de L_2L_0 et L_0L_1 dans l'intervalle L_2L_1. On peut exprimer ainsi le coût d'option social du travail :

$$SOCL = \alpha_1 W_0 + \alpha_2 W_2$$

où

$$\alpha_1 = \frac{L_2L_0}{L_2L_1} \text{ et } \alpha_2 = \frac{L_0L_1}{L_2L_1}.$$

Dans le deuxième cas, le coût d'option social du travail serait simplement le salaire du marché W_0, corrigé à la baisse pour traduire la distorsion fiscale qui s'applique aux accroissements de l'offre de travail. On peut exprimer ainsi le coût social du travail :

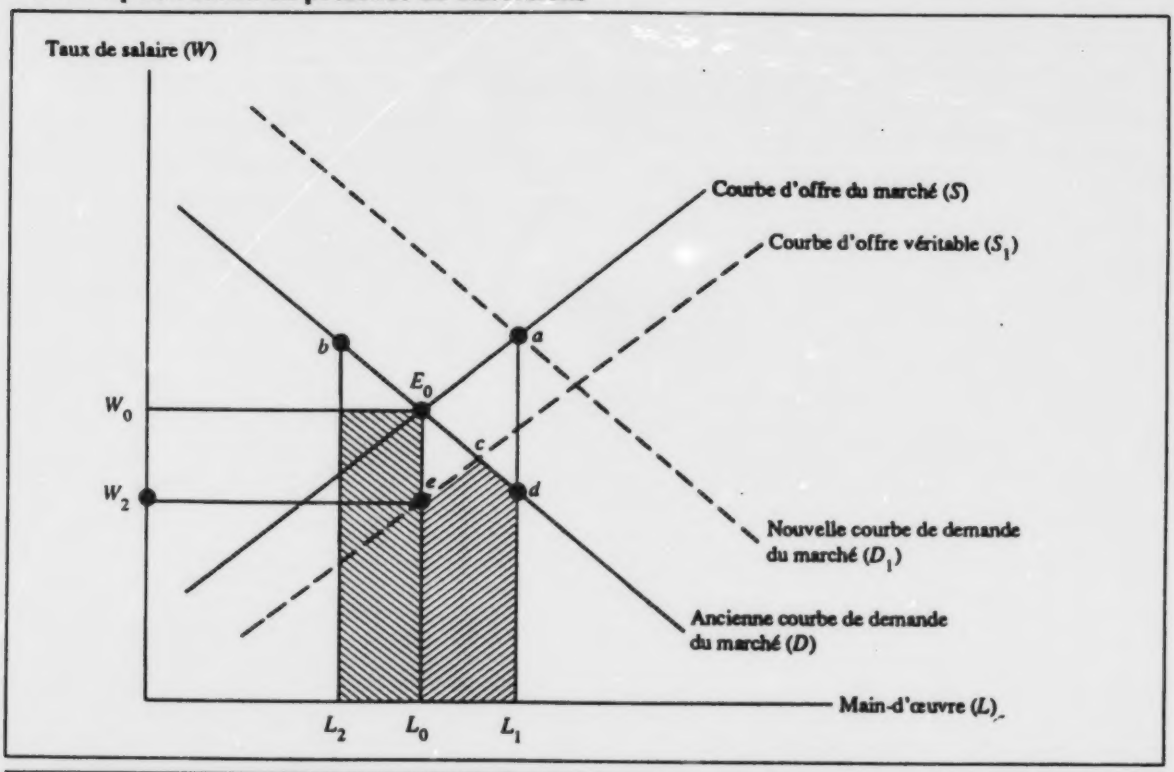
$$SOCL = W_0 + \alpha_2 (W_2 - W_0).$$

La question qui nous préoccupe est la suivante : Lorsqu'il y a chômage, quel est le coût d'option social du travail ? La réponse indiquera aux décideurs le coût qu'il faut imputer au travail dans l'évaluation des projets ou des programmes gouvernementaux axés sur la création d'emplois, comme le PCIE.

Ce cas est illustré au graphique 4-3, où l'équilibre concurrentiel est à E_0, le salaire est W_0, et l'emploi est L_0. Si nous

Graphique 4-2

Coût d'option social en présence de distorsions



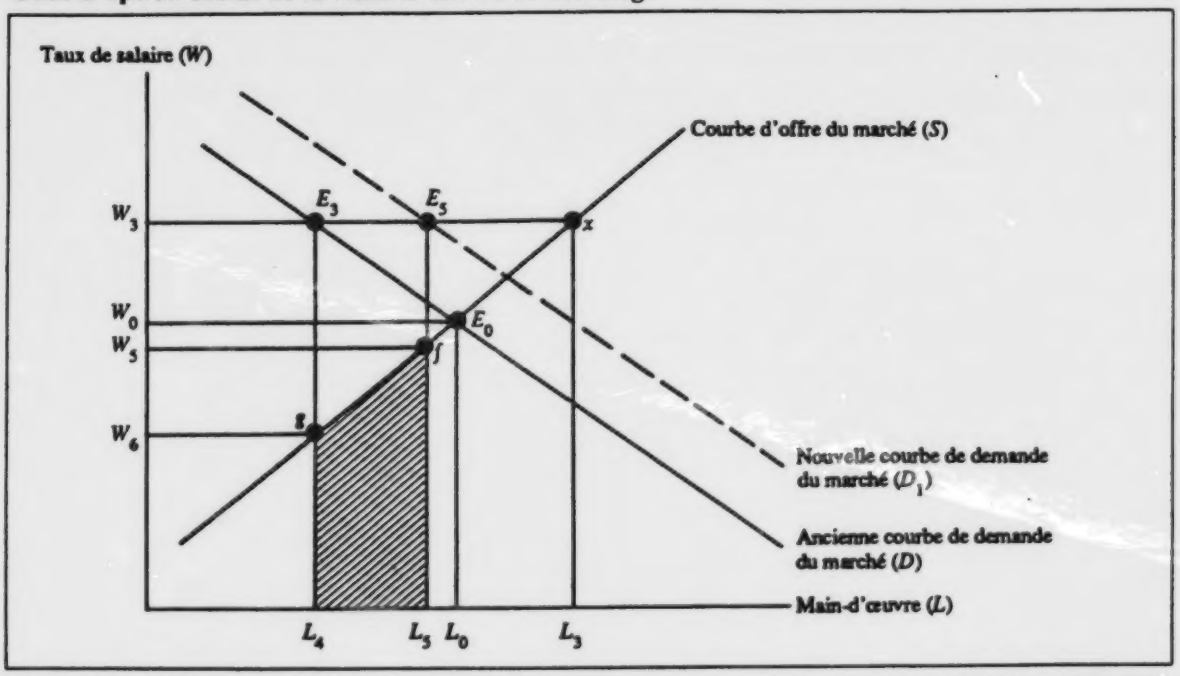
supposons que le salaire minimum sur ce marché est fixé à W_3, le salaire du marché ne peut pas tomber à W_0, étant bloqué à W_3; un nouvel équilibre s'établira donc à E_3. La courbe d'offre est devenue W_3xS. À ce nouveau salaire W_3, il y aura L_3 travailleurs qui voudraient travailler mais seulement L_4 qui trouveront un emploi, ce qui entraîne un chômage initial de $L_3 - L_4$. Les L_4 travailleurs qui ont un emploi profitent de l'augmentation de salaire. Au moment de la construction du métro, $L_3 - L_4$ travailleurs sont embauchés, ce qui laisse $L_3 - L_5$ travailleurs en chômage. Le coût budgétaire de ces salariés additionnels équivaut au nouveau salaire W_3 multiplié par leur nombre, $L_3 - L_4$. Mais quel est donc le coût social ? Dans ce cas simplifié, on peut l'exprimer comme étant $L_3 - L_4 \times [(W_3 + W_0)/2]$[1].

Malheureusement, cette façon statique de mesurer le coût d'option social du travail ne convient pas à nos fins. Premièrement, elle ne tient pas compte de l'interaction entre les marchés du travail, d'une région à l'autre et à l'intérieur de chaque région. Pour déterminer le coût d'option social, il faut procéder à une analyse dynamique (EIC, 1981*b*). Deuxièmement, la production issue de ces emplois supplémentaires peut remplacer un certain volume de production ailleurs dans l'économie; si les ressources qui auraient servi dans ce dernier cas ne sont pas réaffectées ailleurs, la production à laquelle on a renoncé constitue également un coût social. Cela nous incite à penser que les facteurs comme les « déplacements de production » entre des secteurs de l'économie doivent être normalement pris en compte dans le calcul du coût d'option social du travail. Afin d'estimer les effets de déplacement associés à la création d'emplois, il est nécessaire de recourir à un modèle d'équilibre général du marché du travail visé (Jenkins et Montmarquette, 1979).

On soutient parfois que si le chômage est élevé, le coût d'option social du travail est nul. Dans son rapport, le Groupe d'étude de l'évolution du marché du travail dans les années 80 a toutefois souligné que les travailleurs qui n'ont pas un emploi permanent connaissent souvent des périodes d'emploi et de chômage en alternance. Par conséquent, lorsqu'on embauche un chômeur, on lui demande de

Graphique 4-3

Coût d'option social de la main-d'œuvre en chômage



renoncer aux gains qu'il pourrait tirer de périodes successives d'emploi et de chômage. Les Canadiens œuvrant dans le secteur temporaire de l'économie sont un exemple de travailleurs qui sont employés de façon intermittente. Il est clair que le coût d'option social du travail dans de tels cas est sensiblement différent de zéro.

Afin d'évaluer le coût d'option social d'un emploi créé dans le cadre du PCIE, nous nous servons d'un modèle d'équilibre général qui est à la fois relativement aisé à manier du point de vue analytique et conforme, dans l'ensemble, aux réalités du marché du travail canadien. Les effets d'efficience du PCIE sont évalués de la façon suivante. Nous calculons le gain net du PCIE comme étant la valeur de la production de la main-d'œuvre employée dans la nouvelle activité moins le coût d'option social du travail, c'est-à-dire la valeur des options auxquelles les travailleurs renoncent lorsqu'ils acceptent un nouvel emploi. Afin de maintenir une certaine cohérence avec la terminologie utilisée dans les travaux parus antérieurement, nous appellerons désormais le coût d'option social du travail (SOCL) coût d'option social d'un emploi (SOCJ) créé dans le cadre du PCIE[2]. Par conséquent, les deux principales questions que nous abordons dans le document sont les suivantes : Quel est le coût d'option social d'un emploi créé par le PCIE dans diverses régions, et le coût d'option social d'un emploi est-il plus élevé ou plus faible que la valeur de la production découlant cet l'emploi ? En d'autres termes, la création d'emplois qui est survenue dans le cadre du PCIE était-elle socialement efficiente ?

Le cadre d'analyse[3]

Le modèle de base

Des études récentes sur le chômage au Canada donnent à penser qu'un élément important du problème serait le chômage sectoriel chronique soutenu par les prestations d'assurance-chômage (Harberger, 1980). Les données sur lesquelles s'appuie cette conclusion révèlent qu'une partie importante du chômage recensé se concentre dans un ensemble relativement étroit d'industries ou d'activités qui sont toutes caractérisées par des variations saisonnières relativement fortes, l'instabilité de la demande ou une proportion élevée d'emplois occasionnels. Le dossier d'emploi et de chômage des personnes qui œuvrent dans ces activités indique qu'elles connaissent des périodes répétées

de chômage, avec une concentration importante de longues périodes de chômage (voir, par example, CEC, 1982; EIC, 1981*b*; Glenday et Jenkins, 1981*b*; Hasan et de Broucker, 1985; Robertson, 1986; Beach et Kaliski, 1987). Par contre, les autres secteurs de l'économie semblent produire relativement peu de chômage. Les personnes qui travaillent dans ces secteurs ne sont presque jamais sans emploi. La différence entre les profils de chômage des deux secteurs incite à les traiter différemment dans une analyse économique. Harberger (1980) a désigné ces deux secteurs comme étant le secteur temporaire et le secteur permanent.

Le modèle de base que nous utiliserons est donc un modèle à deux secteurs avec chômage. L'un des deux secteurs est qualifié de « permanent » et l'autre, de « temporaire ». Le secteur permanent comprend des travailleurs qui connaissent peu ou pas de chômage. Le secteur temporaire est formé de travailleurs qui sont fréquemment et régulièrement en chômage. Dans le secteur temporaire, on retrouve des travailleurs non qualifiés qui sont en chômage ou occupent des postes qui ne semblent pas devoir offrir un emploi continu. Nous supposons que la présence d'un salaire minimum entraîne du chômage dans ce secteur[4]. L'emploi dans le secteur temporaire offre une combinaison formée des salaires après impôt pour la partie du temps passée au travail, des prestations d'assurance-chômage après impôt pour la partie du temps en chômage ainsi que de la valeur du temps de loisir au cours des périodes de chômage. Le secteur permanent emploie des travailleurs qualifiés dont les salaires sont déterminés par les forces concurrentielles du marché du travail. Les travailleurs du secteur temporaire peuvent acquérir des qualifications à leurs propres frais et entrer dans le secteur permanent en réponse à des différences de salaire (ou d'utilité). Nous faisons l'hypothèse que les transferts entre secteurs font partie d'un processus d'équilibre[5]. Les équations B.1 à B.8 qui figurent dans l'appendice B décrivent les hypothèses de base et le mécanisme d'équilibre du modèle.

En présence d'impôts et de prestations d'assurance-chômage, le modèle produit une situation d'équilibre à long terme que représente l'équation 4.1 ci-dessous, laquelle est fondée sur l'hypothèse que les travailleurs du secteur temporaire acquerront des qualifications et passeront au secteur permanent dans la mesure où l'utilité de la main-d'œuvre qualifiée (après déduction du coût d'acquisition des qualifications) dépasse l'utilité attendue dans le secteur temporaire (qui comprend les salaires après impôt pour la proportion du temps passée au travail, les prestations d'assurance-chômage après impôt pour la partie du temps en chômage et la valeur du temps de loisir pendant les périodes de chômage). Il est donc clair que dans l'équilibre à long terme, le mouvement du secteur temporaire vers le secteur permanent cessera lorsque l'utilité prévue des deux secteurs sera égale pour le travailleur (non qualifié).

$$W_1(1-t_1) - C = \Pi \overline{W}_2(1-t_2) + (1-\Pi)\,h + (1-\Pi)\cdot b \cdot d(1-t_2) \qquad (4.1)$$

où

- $\overline{W}_1$ est le salaire brut hebdomadaire avant impôt dans le secteur permanent;
- t_1 est le taux moyen de l'impôt sur le revenu des particuliers sur le revenu W_1;
- C est le coût hebdomadaire de l'acquisition des qualifications encouru par les particuliers;
- $\overline{W}_2$ est le salaire brut hebdomadaire fixe avant impôt dans le secteur temporaire;
- Π est la probabilité d'emploi dans le secteur temporaire;
- $(1-\Pi)$ est la probabilité de chômage dans le secteur temporaire;
- h est la valeur du temps de loisir ou du temps non rémunéré en période de chômage;
- b est le taux des prestations d'assurance-chômage;
- d est la proportion du temps de chômage pendant laquelle un travailleur non qualifié s'attend à toucher des prestations d'assurance-chômage; et
- t_2 est le taux moyen de l'impôt sur le revenu des particuliers sur le revenu $\overline{W}_2$.

Le coût d'option social d'un emploi (SOCJ) en présence des impôts et des prestations d'assurance-chômage

Supposons qu'un travailleur supplémentaire doive être embauché dans le secteur temporaire au salaire fixe $\overline{W}_2$. Le coût d'option social de l'embauche d'un travailleur dans le secteur temporaire pour occuper un poste nouvellement créé correspond au coût de production du produit résultant de cet emploi. Le coût comprendra des changements dans la valeur attribuée au temps non rémunéré ainsi que les coûts d'acquisition des qualifications associé au fait de ne pas embaucher un travailleur supplémentaire dans le secteur permanent en raison de la contraction de ce secteur. Notons que, dans notre analyse, le travail est le seul facteur variable. Par conséquent, le coût d'option social du travail est le coût du travail nécessaire pour créer un emploi supplémentaire.

Afin d'établir une formule pour le coût d'option social du travail, nous utilisons une méthode fondée sur la détermination du changement qu'entraîne la création d'un

emploi dans le secteur temporaire au niveau du bien-être dans la société. La formule générale d'un changement de bien-être dans la société (dz) découlant de tout changement statique relatif dans notre modèle est la suivante[6] :

$$dz = dX_1 + dX_2 + h\,(dL_2 - dN_2) + C \cdot dL_2 \qquad (4.2)$$

où

dz	est le changement dans le bien-être de la société;
dX_1	est le changement de la production dans le secteur permanent évalué en fonction des prix unitaires;
dX_2	est le changement de la production du secteur temporaire évalué en fonction des prix unitaires;
$h(dL_2 - dN_2)$	est le changement au niveau du chômage dans le secteur temporaire et, par conséquent, le changement du temps de loisir évalué à h;
$C \cdot dL_2$	est le changement dans les mouvements entre le secteur temporaire et le secteur permanent, dont le coût a été fixé à C.

Comme les prestations d'assurance-chômage sont en réalité des paiements de transfert, elles n'apparaissent pas dans l'équation 4.2. Examinons maintenant le changement dans le bien-être de la société attribuable à la création d'emplois dans le secteur temporaire. À noter que nous ne tenons pas compte ici explicitement du changement de bien-être attribuable à une subvention à l'emploi dans le secteur temporaire. Notre intérêt est plutôt d'établir une formule pour le coût d'option social d'un emploi créé par le biais d'un programme de subventions à l'emploi dans le secteur temporaire. Nous supposons donc qu'une politique de subvention de l'emploi a été choisie dans le but de créer un nombre donné d'emplois dans le secteur temporaire. Le changement dans le bien-être de la société qui résulte de la création d'emplois dans le secteur temporaire peut être exprimé à l'aide de l'équation 4.2, en gardant le nombre total de travailleurs $\bar{L}$ constant. Ainsi,

$$\left.\frac{dz}{dN_2}\right|_{\bar{L}} = \frac{dX_1}{dN_2} + \frac{dX_2}{dN_2} + h\left(\frac{dL_2}{dN_2} - 1\right) + C\,\frac{dL_2}{dN_2} \qquad (4.3)$$

L'équation 4.3 peut également s'écrire ainsi :

$$\left.\frac{dz}{dN_2}\right|_{\bar{L}} = \frac{dX_2}{dN_2} - \frac{dX_1}{dL_1} \cdot \frac{dL_2}{dN_2} + h\,\frac{dL_2}{dN_2} - h + C\,\frac{dL_2}{dN_2}.$$

Si nous substituons les équations B.1 et B.2 de l'appendice B à dX_1/dL_1 et dX_2/dN_2, nous obtenons

$$\left.\frac{dz}{dN_2}\right|_{\bar{L}} = f_2' - h - (f_1' - h - C)\,\frac{dL_2}{dN_2}. \qquad (4.4)$$

Le coût social encouru pour obtenir la valeur de la production du nouvel emploi, f_2' est alors donné par

$$SOCJ = h + (f_1' - h - C)\,\frac{dL_2}{dN_2}. \qquad (4.5)$$

L'interprétation de l'équation 4.5 est simple. L'effort de la création d'emplois entraîne des emplois additionnels (et une hausse de la production) dans le secteur temporaire ainsi qu'une diminution de l'emploi (et de la production) dans le secteur permanent. Le coût du travail nécessité par la création d'un emploi supplémentaire correspond donc à la valeur du loisir perdu par les travailleurs qui ont une plus grande production dans le secteur temporaire à laquelle s'ajoute la valeur des gains sacrifiés par ces travailleurs en ne passant pas au secteur qui perd de la main-d'œuvre ($f_1' - h - C$), multiplié par le transfert de main-d'œuvre qui se produit par unité d'emploi créé (dL_2/dN_2). Si la création d'un nouvel emploi réduit simplement le contingent de chômeurs dans le secteur temporaire et ne fait disparaître aucun emploi dans le secteur permanent, c'est-à-dire $(f_1' - h - C)(dL_2/dN_2) = 0$, alors le coût d'option social d'un emploi est simplement la valeur du loisir pour le chômeur.

Comme $dL_2/dN_2 = -dL_1/dN_2$, l'équation 4.5 peut être réécrite sous la forme suivante :

$$SOCJ = h - (f_1' - h - C)\,\frac{dL_1}{dN_2}. \qquad (4.6)$$

Le terme dL_1/dN_2 peut être exprimé à partir de la condition d'équilibre à long terme de notre modèle donnée par l'équation 4.1, et qui peut être reformulée de la façon suivante :

$$f_1'(1-t_1)\cdot L_2 - C\cdot L_2 = N_2 f_2'(1-t_2) + (L_2 - N_2)\,h + (L_2 - N_2)\,b\cdot d\,(1-t_2). \quad (4.7)$$

où f_2' est le produit marginal de la main-d'œuvre non qualifiée dans le secteur temporaire, f_1' est le produit marginal de la main-d'œuvre qualifiée dans le secteur permanent, et L_2, la main-d'œuvre non qualifiée dans le secteur temporaire.

En faisant la différenciation totale de l'équation 4.7 – dans l'hypothèse où $dC = df_2' = 0$ – et en effectuant une substitution et une transposition, nous obtenons :

$$\frac{dL_1}{dN_2} = -\frac{[f_2'(1-t_2) - b\cdot d\,(1-t_2) - h]}{\{\Pi[f_2'(1-t_2) - b\cdot d\,(1-t_2) - h] - f_1''(1-t_1)L_2\}}. \quad (4.8)$$

La substitution de l'équation 4.8 dans l'équation 4.6 donne le résultat suivant :

$$SOCJ = h + (f_1' - h - C)\,\frac{[f_2'(1-t_2) - b\cdot d(1-t_2) - h]}{\{\Pi[f_2'(1-t_2) - b\cdot d(1-t_2) - h] - f_2''(1-t_1)L_2\}} \quad (4.9)$$

En substituant l'équation 4.9 dans l'équation 4.4 nous obtenons alors :

$$\frac{dz}{dN_2} = \left| \overline{L} = f_2' - \left[h + (f_1' - h - C)\,\frac{[f_2'(1-t_2) - b\cdot d\,(1-t_2) - h]}{\{\Pi[f_2'(1-t_2) - b\cdot d\,(1-t_2) - h] - f_1''(1-t_1)L_2\}} \right] \right. . \quad (4.10)$$

Théoriquement, il est difficile de dire si le coût d'option social d'un emploi (SOCJ) est supérieur, inférieur ou égal au taux de salaire; en d'autres termes, $dz/dN_2 \gtrless 0$. Dans le reste du présent document, nous nous consacrons à répondre empiriquement à cette question.

L'estimation du coût d'option social d'un emploi (SOCJ) créé dans le cadre du PCIE

Afin de mesurer le coût d'option social d'un emploi, nous devons estimer une série de composantes qui comprennent

- la probabilité de trouver un autre emploi pour les travailleurs du PCIE (Π);
- la proportion du temps pendant laquelle un travailleur du PCIE doit recevoir des prestations d'assurance-chômage lorsqu'il est en chômage (d);
- la valeur du temps de loisir lorsqu'un travailleur est en chômage, en tenant compte du coût d'acquisition des qualifications (h);
- les salaires dans le secteur permanent (W_1); les taux d'imposition moyens dans les deux secteurs (t_1 et t_2); le coût d'acquisition des qualifications (C); le taux des prestations d'assurance-chômage (b); l'effectif du secteur temporaire (L_2); le nombre de travailleurs du secteur temporaire qui ont un emploi (N_2); et la pente de la courbe de la demande de travail dans le secteur permanent (f_1'').

Pour estimer ces éléments, nous avons utilisé la Base de données longitudinales sur la population active maintenue par Emploi et Immigration Canada. Cette base de données contient des microdonnées chronologiques sur l'expérience du marché du travail d'un échantillon de 10 % de tous les travailleurs « assurés »[7]. Nous avons tiré de la base de données un échantillon de 2 359 participants au PCIE qui ont adhéré au programme au cours des 21 premiers mois (c'est-à-dire d'avril 1978 à décembre 1979) et qui avaient connu au moins une période d'emploi de 1975 à la date d'adhésion au PCIE[8]. À l'aide des dossiers administratifs de la Commission d'assurance-chômage et des relevés d'emploi, nous avons établi un profil d'activité semaine par semaine, pour chaque travailleur du PCIE, faisant état du statut d'emploi, de chômage ou de retrait de la population active. Les profils hebdomadaires ont ensuite été convertis en périodes d'emploi, de chômage et de non participation à la population active[9]. À partir de ces renseignements, nous pouvons estimer la probabilité de trouver un autre emploi et la durée de la période de chômage pendant laquelle les travailleurs du PCIE sont censés toucher des prestations d'assurance-chômage.

L'estimation de la probabilité de trouver un autre emploi (Π)

Pour estimer la probabilité qu'avaient les travailleurs du PCIE de trouver un emploi, nous calculons la proportion du temps passé dans la population active au cours de laquelle les travailleurs du PCIE étaient employés, entre janvier 1975 et la date d'adhésion au PCIE. Ainsi, pour chaque

participant au PCIE dans notre échantillon, nous établissons un indice d'emploi de la façon suivante :

Π = (Nombre total de semaines pendant lesquelles le participant avait un emploi au cours de la période allant de 1975 à la date d'adhésion au programme)/ (nombre total de semaines durant lesquelles le participant appartenait à la population active pendant cette période).

Π peut être interprété comme étant le taux d'emploi de la personne, ou la probabilité de trouver un emploi dans le secteur temporaire (ou la proportion du temps pendant lequel il aura un emploi). La probabilité de trouver un emploi (Π) devrait donc dépendre de plusieurs variables qui décrivent les caractéristiques des personnes, leurs emplois précédents et les conditions du marché du travail.

$$\Pi = f(X, M) \tag{4.11}$$

où X est un vecteur de variables qui regroupe une série de facteurs démographiques et de productivité pour chaque personne, et où M traduit les conditions du marché du travail.

La variable dépendante dans l'équation 4.11 est une fraction qui varie de 0 à 1. Si l'équation 4.11 est exprimée sous forme linéaire, le modèle de régression de la population est le suivant :

$$Y_i = E(Y_i) + \varepsilon_i = \Pi_i + \varepsilon_i = X_i'\beta + \varepsilon_i \tag{4.12}$$

où la probabilité Π_i dans l'équation 4.12 désigne l'espérance mathématique de Y étant donné les valeurs des variables indépendantes, où le vecteur β contient les paramètres à estimer et où X_i représente les facteurs compris dans l'équation qui influent sur la probabilité d'emploi de la personne i.

Comme l'ont relevé Goldberger (1964) et d'autres, dans l'équation 4.12, la valeur de Π_i ne se trouve pas nécessairement entre 0 et 1. Cette équation est également caractérisée par des résidus hétéroscédastiques.

Une autre formulation, qui oblige Π_i à prendre une valeur située entre 0 et 1, consiste à écrire l'équation 4.12 comme une fonction logistique (Goldberger, 1964, p. 249; Amemiya, 1981).

$$\Pi_i = \frac{e^{X_i'\beta}}{1 + e^{X_i'\beta}}. \tag{4.13}$$

On peut écrire l'équation 4.13 sous la forme d'un ratio des logarithmes de probabilité :

$$ln\left(\frac{\Pi}{1-\Pi_i}\right) = X_i'\beta. \tag{4.14}$$

L'équation 4.14 signifie que l'on peut interpréter β comme étant la dérivée du logarithme de la probabilité d'emploi de la personne i. Cette équation est utilisée dans l'analyse empirique.

Comme Amemiya et Nold (1975) l'ont souligné, le modèle logit standard (équation 4.14) devrait être modifié pour inclure une erreur d'équation qui peut être interprétée comme un substitut pour les variables omises. Berkson (1951, 1953) a fait aussi valoir que, comme des fréquences sont utilisées pour construire le ratio des logarithmes de probabilité, l'équation logit aura des résidus hétéroscédastiques. Si ces fréquences sont basées sur des échantillons indépendants de populations binômiales, l'estimateur du ratio véritable des logarithmes de probabilité aura une variance asymptotique approximativement égale à ω_i, définie comme $\omega_i = \sigma^2 + [N_i\Pi_i(1 - \Pi_i)]^{-1}$, où σ^2 est la variance de l'erreur de l'équation et N_i est le nombre total de semaines passées dans la population active (Amemiya et Nold, 1975; Berkson, 1951 et 1953; Theil, 1970). La variance σ^2 peut être estimée de façon convergente de la façon suivante :

$$s^2 = \left(\frac{1}{T}\right)\left\{\Sigma_i (p_i - X_i'b)^2 - \Sigma_i\left[\frac{1}{N\Pi_i(1-\Pi_i)}\right]\right\}$$

où T est le nombre d'observations ($i = 1, \ldots, T$), p_i est le ratio des logarithmes de probabilité, et b est un vecteur de paramètres logistiques estimé au moyen des moindres carrés ordinaires (MCO).

Afin d'obtenir des estimations efficientes pour les paramètres et des erreurs types convergentes, nous avons ajusté le modèle logistique au moyen de la méthode des moindres carrés pondérés (MCP). La valeur de $(\omega)^{-1/2}$ qui a été utilisée pour multiplier chaque variable avant l'estimation par les moindres carrés a été calculée avec une valeur de N_i égale au nombre total de semaines pendant

lesquelles la personne a fait partie de la population active. La valeur de ω_i est donnée par l'équation suivante :

$$\omega_i = s^2 + \frac{1}{N_i \Pi_i (1 - \Pi_i)}.$$

Nous pouvons par ailleurs écrire

$$\omega_i = \left(\frac{1}{T}\right)\left\{\Sigma_i (p_i - X_i' b)^2 - \Sigma_i \left[\frac{1}{N_i \Pi_i (1 - \Pi_i)}\right]\right\} + \frac{1}{N_i \Pi_i (1 - \Pi_i)}. \quad (4.15)$$

Tableau 4-1

Facteurs déterminants de la probabilité de trouver un autre emploi pour les participants au PCIE, de 1975 à la date d'adhésion au programme*

Variable dépendante : *ln* (Π/1 – Π)

	Estimations selon la méthode des MCO (statistique « *t* »)	Estimations selon la méthode des MCP (statistique « *t* »)
Coefficient :		
Ordonnée à l'origine	1,697 (9,00)	1,817 (8,96)
Sexe	0,301 (5,16)	0,309 (5,22)
Âge	0,050 (4,11)	0,043 (3,57)
$(Âge)^2$	–0,0006 (3,36)	–0,0005 (2,89)
Taux de chômage *(Urate)*	–0,214 (17,11)	–0,216 (17,53)
R^2	0,41	0,41
Ratio *F*	67,55	50,14
Nombre d'observations	2 317	2 317
Valeur moyenne de la variable dépendante (non pondérée)	1,136	1,136

* Les valeurs estimées pour d'autres variables (comme la profession, le secteur, la province) ne figurent pas dans le présent tableau mais peuvent être obtenues en s'adressant à l'auteur.

Les estimations logit de β selon les méthodes des MCP et des MCO se trouvent au tableau 4-1.

Le pouvoir explicatif global de l'équation est bon, car R^2 est égal à 0,41 et la valeur du coefficient *F* est de 67,55 (significatif au niveau de confiance de 99 %). Ces conclusions donnent à penser qu'en général, les caractéristiques socio-économiques des participants au PCIE sont des éléments déterminants importants de leur comportement d'emploi (ou de chômage). Enfin, les résultats de la méthode des MCO au tableau 4-1 sont pratiquement identiques à ceux qui ont été obtenus au moyen de la méthode des MCP.

Les coefficients estimés de la régression selon la méthode des MCP et les valeurs moyennes de l'échantillon entier des variables indépendantes (autres que la province) peuvent être insérés dans la fonction logistique donnée par l'équation 4.14 afin d'obtenir des estimations de la probabilité moyenne de trouver un autre emploi, par province. Pour corriger la probabilité moyenne d'emploi (Π) en fonction des variations de la situation économique globale, nous utilisons le taux national moyen de chômage (*Urate*) pour l'année 1979. Les estimations de la probabilité de trouver un autre emploi pour les travailleurs du PCIE, par province, en 1979, figurent au tableau 4-2.

Les résultats indiquent que la proportion du temps où les travailleurs du PCIE auraient été chômeurs en l'absence du PCIE est conforme aux taux de chômage provinciaux

Tableau 4-2

Probabilité estimative moyenne de trouver un autre emploi pour les travailleurs du PCIE, par province, 1979

	Probabilité estimative moyenne[1]
Terre-Neuve	0,51
Île-du-Prince-Édouard	0,58
Nouvelle-Écosse	0,52
Nouveau-Brunswick	0,63
Québec	0,64
Ontario	0,71
Manitoba	0,73
Saskatchewan	0,75
Alberta	0,74
Colombie-Britannique	0,74

1 D'après les coefficients estimés des régressions logit et les valeurs moyennes des variables indépendantes pour les personnes qui ont adhéré au PCIE en 1979.

observés. Ainsi, on estime que les travailleurs du PCIE à Terre-Neuve auraient, en moyenne, passé 51 % de leur temps (dans la population active) dans d'autres emplois si le PCIE n'avait pas existé. En Alberta, où le chômage était faible au cours de l'année étudiée, les participants auraient consacré en moyenne 74 % de leur temps à un autre emploi en l'absence du PCIE.

L'estimation de la proportion du temps de chômage (d) pendant laquelle une personne peut s'attendre à recevoir des prestations d'assurance-chômage

Afin d'évaluer la partie du temps de chômage (d) pendant laquelle un participant du PCIE pouvait s'attendre à recevoir des prestations d'assurance-chômage (UI), nous calculons la partie du temps pendant laquelle les travailleurs du PCIE ont reçu des prestations d'assurance-chômage entre 1975 et la date d'adhésion au PCIE. Pour chacun des 2 359 participants du PCIE dans notre échantillon, nous avons établi un indice de l'assurance-chômage de la façon qui suit.

d = (le nombre total de semaines pendant lesquelles le participant au PCIE a reçu des prestations d'assurance-chômage entre 1975 et la date d'adhésion au programme, divisé par le nombre total de semaines de chômage au cours de cette période).

Pour estimer d, nous avons recours à plusieurs variables indépendantes qui décrivent les caractéristiques des personnes, des emplois, des prestations d'assurance-chômage et des conditions du marché du travail. La forme fonctionnelle générale du modèle utilisé pour l'estimation est la suivante :

$$d = g(X, M, WB, \Pi). \tag{4.16}$$

où X, M et Π sont tels que définis précédemment et où WB est le ratio de remplacement hebdomadaire défini comme le rapport entre les prestations d'assurance-chômage hebdomadaires moyennes et le salaire hebdomadaire moyen.

Au tableau 4-3, nous donnons les résultats d'une analyse statistique de l'influence de ces facteurs effectuée au moyen de la fonction logistique

$$d_i = \frac{e^{X\beta}}{1+e^{X\beta}}. \tag{4.17}$$

L'équation 4.17 peut être exprimée sous forme de ratio du logarithme des probabilités :

Tableau 4-3

Facteurs déterminants de la proportion du temps de chômage pendant laquelle les participants au PCIE s'attendent à recevoir des prestations d'assurance-chômage (d), de 1975 jusqu'à la date d'adhésion au programme*

Variable dépendante : $ln\ (d/1-d)$

	Estimations selon la méthode des MCO (statistique « t »)	Estimations selon la méthode des MCP (statistique « t »)
Coefficient :		
Ordonnée à l'origine	–0,167 (1,20)	–0,123 (0,81)
Sexe	–0,095 (2,26)	–0,129 (2,87)
Âge	0,018 (2,12)	0,020 (2,28)
$(Âge)^2$	–0,0002 (1,35)	–0,0002 (1,31)
Taux de chômage (*Urate*)	0,184 (13,95)	0,167 (12,63)
WB	0,0009 (1,06)	0,0001 (0,12)
Π	–0,002 (2,83)	–0,002 (2,60)
R^2	0,49	0,40
Ratio F	65,63	44,69
Nombre d'observations	2 287	2 287
Valeur moyenne de la variable dépendante (non pondérée)	1,155	1,155

* Les valeurs estimées pour d'autres variables (comme la profession, le secteur, la province) ne figurent pas dans le présent tableau mais peuvent être obtenues en s'adressant à l'auteur.

$$ln\left(\frac{d_i}{1-d_i}\right) = X_i'\beta. \tag{4.18}$$

Nous présentons au tableau 4-4 les estimations de la proportion moyenne de temps passée en chômage, par province, au cours de laquelle les participants au PCIE s'attendaient à recevoir des prestations d'assurance-

Tableau 4-4

Proportion estimative moyenne du temps de chômage pendant laquelle les travailleurs participant au PCIE s'attendent à recevoir des prestations d'assurance-chômage (*d*), par province, 1979

	Proportion estimative moyenne du temps[1]
Terre-Neuve	0,87
Île-du-Prince-Édouard	0,82
Nouvelle-Écosse	0,86
Nouveau-Brunswick	0,87
Québec	0,85
Ontario	0,81
Manitoba	0,80
Saskatchewan	0,80
Alberta	0,81
Colombie-Britannique	0,81

1 D'après les coefficients estimés des régressions logit et les valeurs moyennes des variables indépendantes pour les personnes qui ont adhéré au PCIE en 1979.

chômage pour l'année 1979. On obtient ces estimations au moyen des coefficients estimés de la régression selon la méthode des MCP, des valeurs moyennes des variables indépendantes (autres que la province) et de la fonction logistique (équation 4.17).

Les résultats indiquent que la proportion du temps de chômage pendant laquelle les travailleurs du PCIE espéraient recevoir des prestations d'assurance-chômage ne diffère pas d'une façon marquée d'une province à l'autre. Ainsi, la proportion du temps de chômage durant laquelle les travailleurs du PCIE s'attendaient à recevoir des prestations d'assurance-chômage varie de 80 % (au Manitoba et en Saskatchewan) à 87 % (à Terre-Neuve et au Nouveau-Brunswick).

L'estimation de la valeur du temps non rémunéré ou du temps de loisir pendant la période de chômage en tenant compte du coût d'acquisition des qualifications

Nous calculons la valeur du temps non rémunéré ou du temps de loisir durant la période de chômage pour les participants au PCIE compris dans notre échantillon à l'aide de l'équation 4.1. La formule employée pour le calcul de *h* est la suivante :

$$h = \frac{1}{1-\Pi}\{W_1(1-t_1) - C - [\Pi\overline{W}_2 + (1-\Pi)b \cdot d](1-t_2)\}. \quad (4.19)$$

La solution de cette équation exige essentiellement l'estimation de Π (ce qui a déjà été fait précédemment dans cette section), l'estimation de d (qui a aussi été effectuée plus haut), la détermination du taux de salaire hebdomadaire dans le secteur temporaire, la détermination du coût hebdomadaire d'acquisition des qualifications, la détermination du taux de salaire hebdomadaire dans le secteur permanent, la détermination des valeurs des paramètres fiscaux t_1 et t_2, ainsi que la détermination du taux hebdomadaire des prestations d'assurance-chômage (b).

Le taux salarial hebdomadaire dans le secteur temporaire ($\overline{W}_2$)

Nous faisons l'hypothèse que le salaire hebdomadaire gagné dans d'autres emplois du secteur temporaire ($\overline{W}_2$) est égal au salaire hebdomadaire du PCIE. Pour autant que nous sachions, ce dernier ne différait pas sensiblement du premier dans la province correspondante. Nous obtenons le salaire hebdomadaire du PCIE pour les personnes de notre échantillon à partir des données des formulaires T-4 sur les gains assurables pour les fins de l'assurance-chômage[10]. Nous faisons état du salaire hebdomadaire moyen du PCIE pour l'année 1979, par province, au tableau 4-5. Le salaire hebdomadaire versé dans le cadre du PCIE en 1979 était le

Tableau 4-5

Le salaire hebdomadaire moyen dans le cadre du PCIE, par province ($\overline{W}_2$), 1979

	Salaire hebdomadaire moyen (en dollars de 1979)
Terre-Neuve	152,80
Île-du-Prince-Édouard	160,78
Nouvelle-Écosse	158,47
Nouveau-Brunswick	171,03
Québec	182,41
Ontario	176,57
Manitoba	158,79
Saskatchewan	173,95
Alberta	198,20
Colombie-Britannique	207,22

Source : Calculs effectués sur un échantillon prélevé dans le fichier du PCIE, Emploi et Immigration Canada et apparié à la Base de données sur la population active, de 1975 à 1978/1979.

plus élevé en Colombie-Britannique (207,22 $) et en Alberta (198,20 $), alors qu'il était le plus faible au Manitoba (158,79 $) et dans les provinces de l'Atlantique (où il variait entre 152,80 $ et 160,78 $), à l'exception du Nouveau-Brunswick (171,03 $). Le salaire du PCIE au Québec et en Ontario était légèrement plus élevé qu'en Saskatchewan (173,95 $).

Le coût d'acquisition des qualifications (C)

Dans l'équation 4.19, *C* représente le coût d'acquisition des qualifications (défrayé par les travailleurs). Dans sa définition la plus large, *C* représente l'investissement dans l'acquisition de qualifications ou dans l'amélioration de la productivité du travailleur et se traduit par l'écart de salaire qui existe entre les travailleurs qualifiés et non qualifiés. Malheureusement, les données sur les coûts d'acquisition des qualifications sont rares au Canada. Il existe cependant quelques données fragmentaires sur le coût de la formation dispensée par l'employeur. Nous utilisons ces renseignements pour donner une valeur à *C* dans notre modèle. À cette fin, nous supposons que les travailleurs achètent des services de formation auprès de l'entreprise. Si un employeur qui dispense de la formation vendait son « produit » (ses services de formation) il le facturerait probablement aux travailleurs en fonction de sa procédure habituelle d'établissement des coûts, laquelle comprend un facteur de majoration pour tenir compte des risques et des bénéfices. Selon Becker (1964), en situation concurrentielle, tous les frais encourus par l'entreprise seront facturés au travailleur si la formation accroît sa productivité future dans d'autres entreprises tout autant que dans l'entreprise où il reçoit sa formation. Une partie des coûts ne sera pas exigée du travailleur si la formation comporte des éléments spécifiques, c'est-à-dire si elle accroît davantage la productivité future du travailleur dans l'entreprise qui offre la formation que dans d'autres entreprises.

Les frais de formation comprennent les coûts en personnel et la rémunération versée (salaires, primes et commissions), les autres frais liés au personnel (prestations d'assurance-chômage, pensions et indemnités), les montants déboursés pour la formation à l'extérieur, les coûts et services pour les installations, les coûts de production, les frais d'administration, les frais de transport et les frais de matériel et d'outillage. Nous faisons l'hypothèse que tous ces coûts de formation directs et indirects sont facturés au travailleur, étant donné que celui-ci achète des services de formation de l'entreprise. Bien que le calcul du coût de la formation soulève divers problèmes fondamentaux et souvent controversés, des experts de la société Currie, Coopers and Lybrand Ltd. (1978) ont réussi à calculer les frais d'exploitation nets totaux encourus par apprenti machiniste sur une période de quatre ans en Ontario. Sur la base du coût des salaires du personnel de formation, le coût d'exploitation net par stagiaire s'élevait à 31 356 $ sur la période de quatre ans (voir le tableau 4-6).

Schuyff (1980) a aussi estimé le coût de formation d'un apprenti dans diverses catégories professionnelles en Colombie-Britannique. Selon ses estimations, le coût total de formation est le plus élevé dans le cas d'un mécanicien en instruments industriels (environ 55 000 $) et le plus bas pour un cuisinier d'hôtel (environ 6 300 $) (voir le tableau 4-7).

Afin de calculer la valeur de *C* pour une semaine, nous nous servons d'abord des résultats de l'« Ontario study for machinists », selon laquelle le coût de formation sur une période de quatre ans s'élève à 31 356 $. Pour convertir ce chiffre en flux hebdomadaire, nous supposons que le stagiaire emprunte 31 356 $, soit sur le marché soit auprès de l'employeur (c'est-à-dire celui qui vend la formation), et qu'il rembourse le montant total du prêt sur une période de 15 ans à un taux d'intérêt nominal de 10 % composé annuellement. Nous faisons l'hypothèse que 15 ans constitue une période de remboursement raisonnable en l'occurrence. Sur la base de ces hypothèses, le travailleur rembourserait 79,60 $ par semaine ou 4 139,20 $ par année pendant 15 ans à un taux d'intérêt annuel composé *r* de 10 %[11]. Par conséquent, la valeur de *C* serait égale à 79,60 $

Tableau 4-6

Frais d'exploitation totaux nets par apprenti pour quatre ans, fondés sur le coût des salaires des professeurs, Ontario

En dollars

	Y compris le coût des salaires des professeurs
Salaires des stagiaires	55 859
Salaires des professeurs	14 115
Frais directs bruts	69 974
Moins : productivité des apprentis	55 076
Frais salariaux directs	14 898
Frais d'exploitation nets[1]	31 356

1 Les frais salariaux directs, moins les subventions, plus les frais généraux donnent les frais d'exploitation nets. Les frais généraux comprennent 18 postes distincts. Les frais d'exploitation nets par apprenti, par période, ont été calculés pour chaque entreprises. On obtient les frais d'exploitation nets totaux en faisant la moyenne des frais d'exploitation nets et en les pondérant en fonction de la strate correspondante.

Source Currie, Coopers and Lybrand Ltd., 1978.

Tableau 4-7

Fourchette de coût estimée pour la formation d'un apprenti dans certains métiers (total, pour une période de quatre ans) en Colombie-Britannique

En dollars

	Coût total
Plombier (construction)	25 126
Plombier (entretien à long terme)	31 097
Machiniste (métaux)	33 421
Cuisinier (hôtels de la C.-B.)	6 301
Horticulteur (paysagiste)	22 290
Horticulteur (BCBC)	24 971
Arts graphiques (graveur, journaux)	38 074
Préposé aux pièces détachées	19 217
Mécanicien en instrumentation industrielle (métaux)	54 948

Source Schuyff, 1980.

Tableau 4-8

Salaire horaire des machinistes qualifiés dans le secteur non syndiqué, par province, 1979

	Salaire horaire (en dollars/h)	Salaire hebdomadaire (en dollars)
Terre-Neuve	6,26	235,37
Île-du-Prince-Édouard[1]	–	–
Nouvelle-Écosse	6,97	226,95
Nouveau-Brunswick	6,42	249,10
Québec	7,45	289,80
Ontario	7,96	303,62
Manitoba	7,41	276,39
Saskatchewan	7,92	193,04
Alberta	9,55	341,10
Colombie-Britannique	9,70	352,11

1 Données non disponibles.
Source D'après des données tirées de Travail Canada, 1979.

par semaine. Une autre façon de voir le problème est de dire que le stagiaire accepte un salaire inférieur de 79,60 $ par semaine pendant 15 ans après avoir acquis ces qualifications.

Selon l'étude réalisée en Colombie-Britannique, le coût estimatif de la formation d'un apprenti machiniste est de 33 421 $ sur une période de quatre ans. En appliquant la même procédure que précédemment, nous obtenons une valeur de C équivalente à 84,84 $ par semaine ou 4 411,68 $ par an.

Dans nos calculs subséquents, nous faisons l'hypothèse que la valeur hebdomadaire de C tirée des données de l'étude de l'Ontario s'applique à l'Ontario, au Québec et aux provinces de l'Atlantique, alors que la valeur hebdomadaire de C basée sur les coûts calculés pour la Colombie-Britannique s'applique à la Colombie-Britannique et aux autres provinces de l'Ouest[12].

Le taux de salaire hebdomadaire dans le secteur permanent (W_1)

La variable W_1 dans l'équation 4.19 représente le salaire concurrentiel dans le secteur permanent. Afin de lui donner une valeur, nous avons pris le salaire des machinistes qualifiés dans le secteur non syndiqué, dans chaque province, pour l'année 1979 (voir le tableau 4-8), compte tenu que notre estimation de C concerne le coût de formation des machinistes.

Nous devons expliquer ici pourquoi nous avons choisi le salaire des machinistes qualifiés dans le secteur non syndiqué et non dans le secteur syndiqué. La raison en est que la probabilité d'emploi dans le secteur syndiqué peut ne pas être égale à un. Si les salariés syndiqués reçoivent un salaire plus élevé que ceux qui ne sont pas syndiqués, on peut s'attendre à des coûts variables moyens plus élevés (en l'absence de différences de productivité entre les deux groupes de travailleurs). Par conséquent, l'entreprise syndiquée risque davantage de fermer ses portes dans une période de diminution de la demande, c'est-à-dire que les mises à pied y sont plus probables. L'expérience aux États-Unis a montré (Medoff, 1979) que les rajustements par le biais de mises à pied sont sensiblement plus importants dans les entreprises syndiquées que dans les entreprises non syndiquées comparables[13].

Les paramètres fiscaux t_1 et t_2

La grande majorité des travailleurs du PCIE avaient moins de 24 ans et 73 % n'avaient aucune personne à charge. Par conséquent, dans l'estimation du taux d'imposition moyen de ces travailleurs, nous avons fait l'hypothèse qu'aucun n'avait de personne à charge. Compte tenu de leur salaire et de leur situation familiale, nous supposons que le taux moyen de l'impôt sur le revenu applicable aux travailleurs du secteur temporaire (t_2) était d'environ 12 % pour l'année 1979. Nous supposons en outre que les valeurs de t_1 pour la même période sont d'environ

20 % sur les taux de salaire hebdomadaires inférieurs à 300 $ et de 25 % sur les salaires de 300 $ et plus.

Le taux des prestations d'assurance-chômage (b)

Enfin, nous faisons l'hypothèse que la valeur de b, le taux des prestations hebdomadaires, équivaut à 60 % des gains assurables hebdomadaires moyens des prestataires (c'est-à-dire que $b = 0{,}6\overline{W}_2$). En vertu du programme actuel d'assurance-chômage, le taux des prestations hebdomadaires est égal à 60 % des gains hebdomadaires moyens assurables des prestataires au cours des 20 dernières semaines de la période ouvrant droit aux prestations. Pour les prestataires qui ont moins de 20 semaines d'emploi assurables, le taux des prestations est de 60 % des gains assurables moyens pendant toutes les semaines d'emploi assurables (EIC, 1981*a*, p. 62).

Lorsque nous entrons les valeurs de toutes ces variables et de tous ces paramètres dans l'équation 4.19, nous obtenons les valeurs hebdomadaires du temps non rémunéré ou du temps de loisir (h) pendant le chômage pour les travailleurs du PCIE en 1979. Ces valeurs figurent au tableau 4-9. On peut constater que la valeur du temps non rémunéré ou du temps de loisir dont disposent les travailleurs n'est pas indépendante du temps qu'ils consacrent au travail. La valeur hebdomadaire moyenne estimée du temps de loisir pour un travailleur non qualifié varie d'une province à l'autre dans une fourchette allant de 5 à 39 % des taux de salaire hebdomadaires du PCIE et elle est en rapport inverse du taux de chômage dans la province (voir les graphiques 4-4 et 4-5). Cette valeur, exprimée en pourcentage du salaire hebdomadaire, est la plus faible pour les travailleurs qui habitent au Nouveau-Brunswick (5 %) et à Terre-Neuve (8 %) et la plus élevée pour les habitants des provinces de l'Ouest (39 % en Colombie-Britannique et en Alberta, 38 % en Saskatchewan et au Manitoba). Elle est de 31 % au Québec et en Ontario. La faible valeur du temps de loisir dans les provinces à fort taux de chômage a été utilisée ailleurs comme argument fondamental pour créer des emplois dans les régions défavorisées (Sugden et Williams, 1978, pp. 99-112).

Tableau 4-9

Valeur hebdomadaire du temps de loisir (h) en période de chômage pour les travailleurs du PCIE, par province, 1979

	Valeur de « h » par semaine (en dollars de 1979)	Valeur de « h » en pourcentage du salaire du PCIE avant impôt (brut)
Terre-Neuve	11,69	7,65
Île-du-Prince-Édouard [1]	–	–
Nouvelle-Écosse	52,65	33,23
Nouveau-Brunswick	7,73	4,52
Québec	55,67	30,52
Ontario	54,83	31,05
Manitoba	59,85	37,70
Saskatchewan	65,64	37,73
Alberta	76,46	38,58
Colombie-Britannique	81,77	39,46

1 Données non disponibles.
Source Estimations de l'auteur.

Il convient de noter que les estimations de la valeur du temps non rémunéré en période de chômage (h) peuvent être biaisées dans la mesure où les valeurs de C que nous avons utilisées dans les calculs sont surévaluées ou sous-évaluées[14].

La définition des autres variables nécessaires à l'estimation du coût d'option social d'un emploi

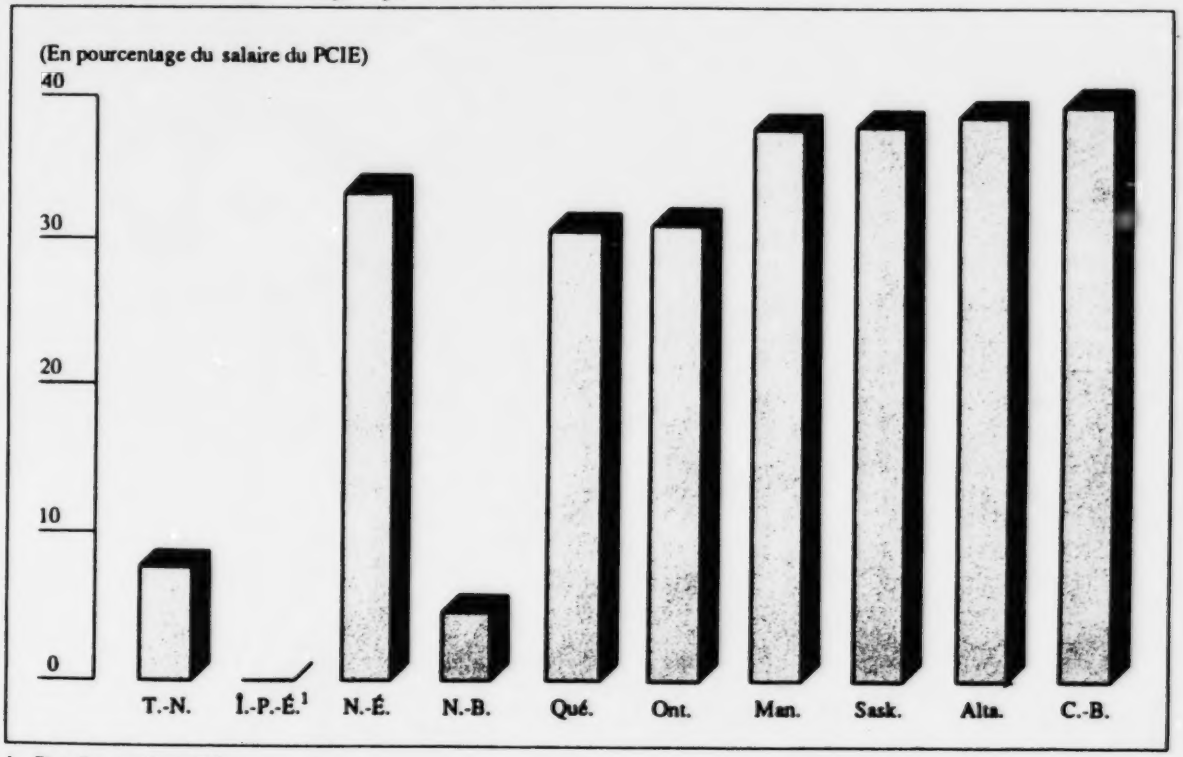
Pour estimer le coût d'option social d'un emploi (SOCJ) du PCIE en 1979, conformément à l'équation 4.9, nous avons encore besoin de renseignements au sujet de la taille du secteur temporaire (L_2), de l'emploi total dans le secteur temporaire (N_2), et de la pente de la courbe de demande de travail dans le secteur permanent (c'est-à-dire f_1°).

Pour déterminer la taille de la population active dans le secteur temporaire, nous nous sommes inspirés des travaux de Glenday et Jenkins (1981*a*). Ces derniers ont établi deux règles étroitement reliées pour segmenter la population active canadienne entre les secteurs temporaire et permanent.

Ils ont défini le secteur temporaire A comme étant celui où l'on retrouve les travailleurs qui connaissent une période de chômage de quatre semaines ou plus *au moins* une fois tous les quatre ans. Le secteur temporaire B a une définition moins restrictive. Il comprend tous les travailleurs qui connaissent une période de chômage d'une semaine ou plus *au moins* une fois tous les quatre ans. En vertu de ces critères, le secteur temporaire A constitue un sous-ensemble du secteur temporaire B. Tous les travailleurs qui ne font pas partie du secteur temporaire sont considérés comme faisant partie du secteur permanent de la population active canadienne.

Graphique 4-4

Valeur hebdomadaire du temps de loisir en période de chômage pour les travailleurs du PCIE, par province, 1979



1 Données non disponibles.

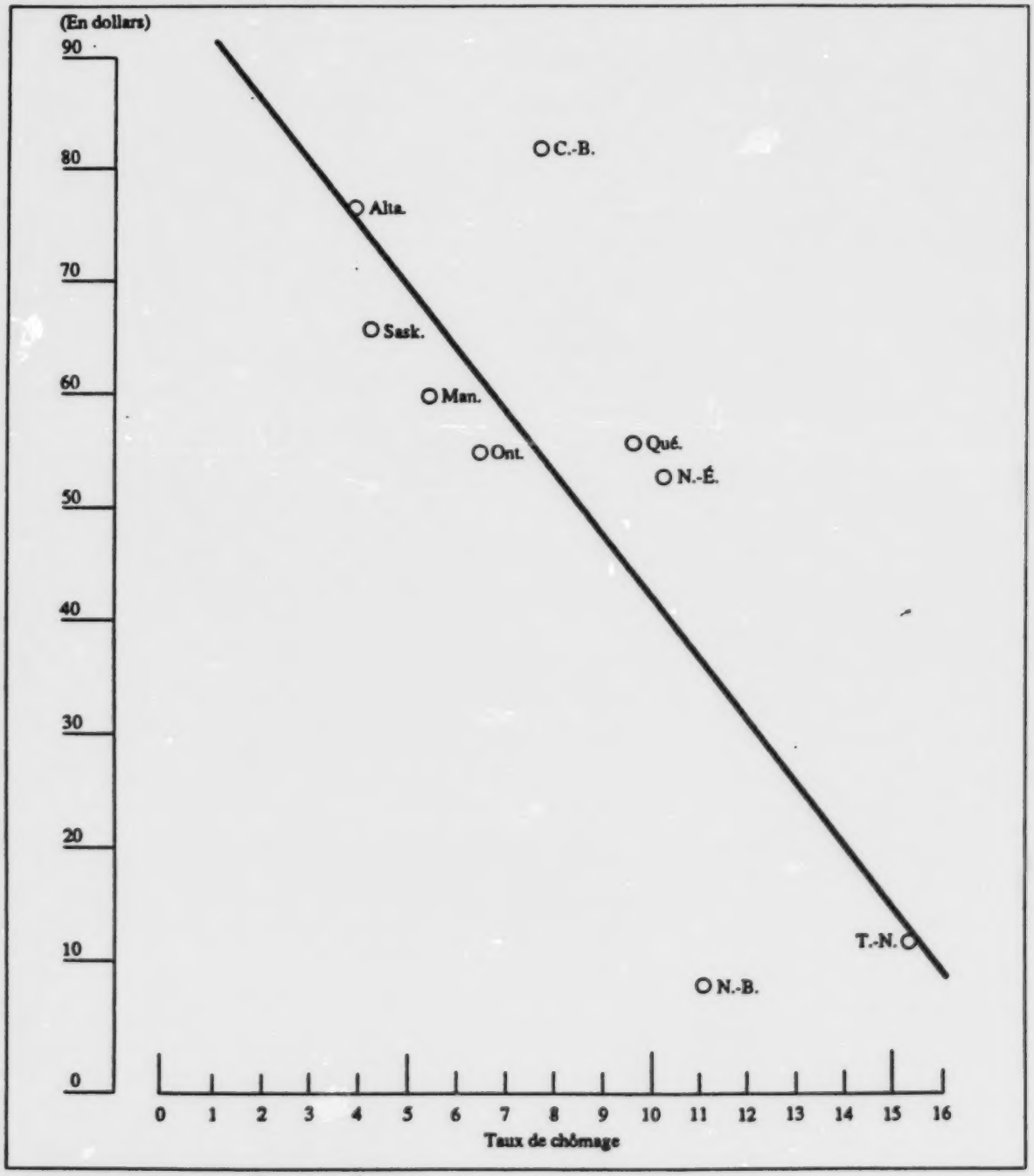
À l'aide de la Base de données longitudinales sur la population active pour les années 1972 à 1979, ils ont réparti les travailleurs canadiens en fonction de ces critères et ont établi un rapport entre le secteur temporaire et la taille et la composition effective de la population active canadienne en 1979. Selon la définition la plus restrictive (le secteur A), ils ont constaté que 24 % de la population active canadienne avait un emploi temporaire. Par ailleurs, les travailleurs du secteur temporaire B constituent 36 % de la population active totale au Canada.

Ils ont en outre observé que la taille du secteur temporaire A varie de 16 % de la population active totale à Oshawa et à Edmonton jusqu'à un maximum de 46 % de la population active à Terre-Neuve et dans le nord-est du Nouveau-Brunswick. De même, la taille du secteur temporaire B varie de 27 % de la population active à Edmonton jusqu'à 58 % de la population active à Terre-Neuve. Si on fait une comparaison entre les tailles relatives des secteurs temporaires dans les régions à croissance traditionnellement lente et les régions dont le marché du travail évolue plus normalement, on constate que la taille relative du secteur temporaire est plus grande d'environ 15 points de pourcentage en moyenne dans les premières que dans les dernières, c'est-à-dire qu'il est plus grand d'environ 70 % selon le critère A et d'environ 40 % selon le critère B.

Sur la base des résultats de Glenday et Jenkins, nous présentons à la colonne (1) du tableau 4-10 la proportion de tous les membres de la population active qui pourraient être classés dans le secteur temporaire. Ces chiffres sont fondés sur le critère A. Si nous devions adopter une définition plus large du secteur temporaire (c'est-à-dire le critère B), le pourcentage augmenterait quelque peu. Les données sur la population active canadienne totale en 1979 figurent à la colonne (2) du tableau. La colonne (3) montre la population active du secteur temporaire en vertu du critère A (L_2). Comme nous avons déjà estimé la proportion du temps dans

Graphique 4-5

Valeur hebdomadaire du temps de loisir en période de chômage et taux de chômage pour les travailleurs du PCIE, par province[1], 1979



1 Données non disponibles pour l'Île-du-Prince-Édouard.

Tableau 4-10

Estimations d'autres variables, par province, 1979

	Proportion de la population active dans le secteur temporaire (en pourcentage) (1)	Population active totale (en milliers) (2)	Population active totale du secteur temporaire (L_2) (en milliers) (3)	Proportion du temps dans un emploi du secteur temporaire (Π) (4)	Population active dans des emplois du secteur temporaire (N_2) (en milliers) (5)	Pente de la courbe de demande de travail dans le secteur permanent (f_1'') (6)
Terre-Neuve	0,46	207	101,43	0,51	51,73	–0,0059
Île-du-Prince-Édouard	0,35	53	18,55	0,58	10,76	–
Nouvelle-Écosse	0,33	352	116,16	0,52	73,18	–0,003
Nouveau-Brunswick	0,35	280	98,00	0,63	50,96	–0,0036
Québec	0,26	2 878	748,28	0,64	478,90	–0,0003
Ontario	0,22	4 289	943,58	0,71	669,94	–0,0002
Manitoba	0,17	478	81,26	0,73	59,32	–0,0018
Saskatchewan	0,18	433	77,94	0,75	58,46	–0,0022
Alberta	0,17	1 015	172,55	0,74	127,69	–0,001
Colombie-Britannique	0,32	1 223	391,36	0,74	289,61	–0,0011

Source Établi à partir des données de Glenday et Jenkins, 1981*a* et des estimations des auteurs.

la population active au cours de laquelle ces personnes ont un emploi (Π), pour chaque province (voir tableau 4-2), nous pouvons obtenir le nombre total de travailleurs qui détiennent un emploi dans le secteur temporaire (N_2) en multipliant ce facteur par la population active dans le secteur temporaire (colonne (3)). Ces résultats figurent à la colonne (5) du tableau 4-10.

L'étape suivante consiste à estimer la valeur de f_1''. Cette valeur est déduite de l'expression suivante :

$$\varepsilon = \frac{dL_1}{dW_1} \cdot \frac{W_1}{L_1} \tag{4.20}$$

où ε est l'élasticité à long terme de l'emploi par rapport au salaire ou l'élasticité de la demande de travail dans le secteur permanent. De l'équation 4.20, nous pouvons déduire la valeur de dW_1/dL_1, qui équivaut à :

$$f_1'' = \frac{dW_1}{dL_1} = \frac{W_1}{\varepsilon L_1} \tag{4.21}$$

où W_1 est le taux de salaire et L_1 représente l'emploi total dans le secteur permanent. Pour avoir une valeur estimative de ε, nous avons fait l'estimation d'une équation de la demande de travail identique à celle du modèle RDXF de la Banque du Canada. L'estimation de cette équation à porté sur le secteur privé non agricole de l'économie canadienne entre le premier trimestre de 1962 et le premier trimestre de 1979.

Les estimations obtenues indiquent que l'élasticité à court terme (un an) de la demande de travail par rapport à la variation des salaires – en supposant que la production et le stock du capital demeurent constants – est de –0,17. Bien qu'il existe peu de données canadiennes à ce sujet, la valeur estimée est en gros cohérente avec les estimations obtenues

Tableau 4-11

Coût d'option social hebdomadaire de la création d'un emploi dans le cadre du PCIE, par province, 1979

En dollars

	Coût d'option social d'un emploi (SOCJ) par semaine (1)	Gain net par emploi du PCIE, par semaine (salaire du PCIE moins SOCJ) (2)
Terre-Neuve	26,74	126,06
Île-du-Prince-Édouard[1]	–	–
Nouvelle-Écosse	59,59	98,88
Nouveau-Brunswick	41,43	129,60
Québec	77,28	105,13
Ontario	81,43	95,14
Manitoba	73,17	85,62
Saskatchewan	79,12	94,83
Alberta	93,50	104,70
Colombie-Britannique	88,46	118,76

1 Données non disponibles.
Source Estimations de l'auteur.

dans les études réalisées aux États-Unis. Dans un relevé sommaire des résultats de ces études, Hamermesh (1976) fait valoir que la valeur de l'élasticité à court terme (un an) de l'emploi par rapport au salaire qui est la plus probable est –0,15, en tenant pour constants la production et les prix du capital. L'estimation de l'élasticité moyenne à long terme de l'emploi par rapport au salaire est –0,373[15].

On calcule la valeur de f_1'' de la façon suivante[16]:

$$f_1'' = -\frac{W_1}{0{,}373\,L_1}. \qquad (4.22)$$

Les estimations de f_1'' par province figurent à la colonne (6) du tableau 4-10. Ces valeurs varient de 0,0002 pour l'Ontario à 0,0059 pour Terre-Neuve.

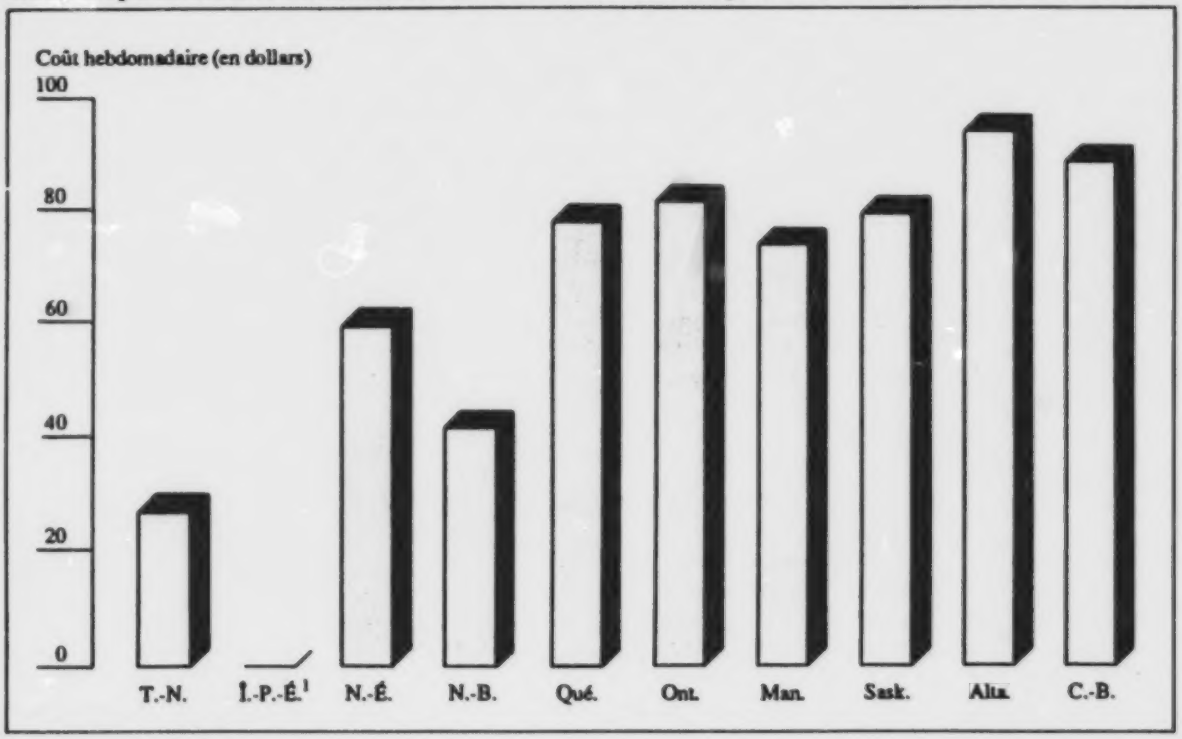
Les estimations du coût d'option social d'un emploi du PCIE

À l'aide des valeurs que nous avons déjà déterminées dans ce chapitre, nous sommes en mesure d'estimer le coût d'option social d'un emploi (SOCJ) créé en vertu du PCIE (équation 4.9). On trouve les résultats de l'estimation de cette équation au tableau 4-11 (colonne 1).

Trois grandes conclusions ressortent. Premièrement, nous constatons qu'en 1979, le coût d'option social d'un emploi dans le cadre du PCIE était le plus faible à Terre-Neuve (26,74 $ par semaine), suivi du Nouveau-Brunswick (41,43 $), de la Nouvelle-Écosse (59,59 $), du Manitoba (73,17 $), du Québec (77,28 $), de l'Ontario (81,43 $) et de la Saskatchewan (79,12 $). Ce coût était plus élevé en Colombie-Britannique (88,46 $ par semaine) et atteignait un maximum de 93,50 $ en Alberta (voir le graphique 4-6). Les valeurs hebdomadaires estimatives du coût d'option

Graphique 4-6

Coût d'option social hebdomadaire de la création d'un emploi du PCIE, par province, 1979



1 Données non disponibles.

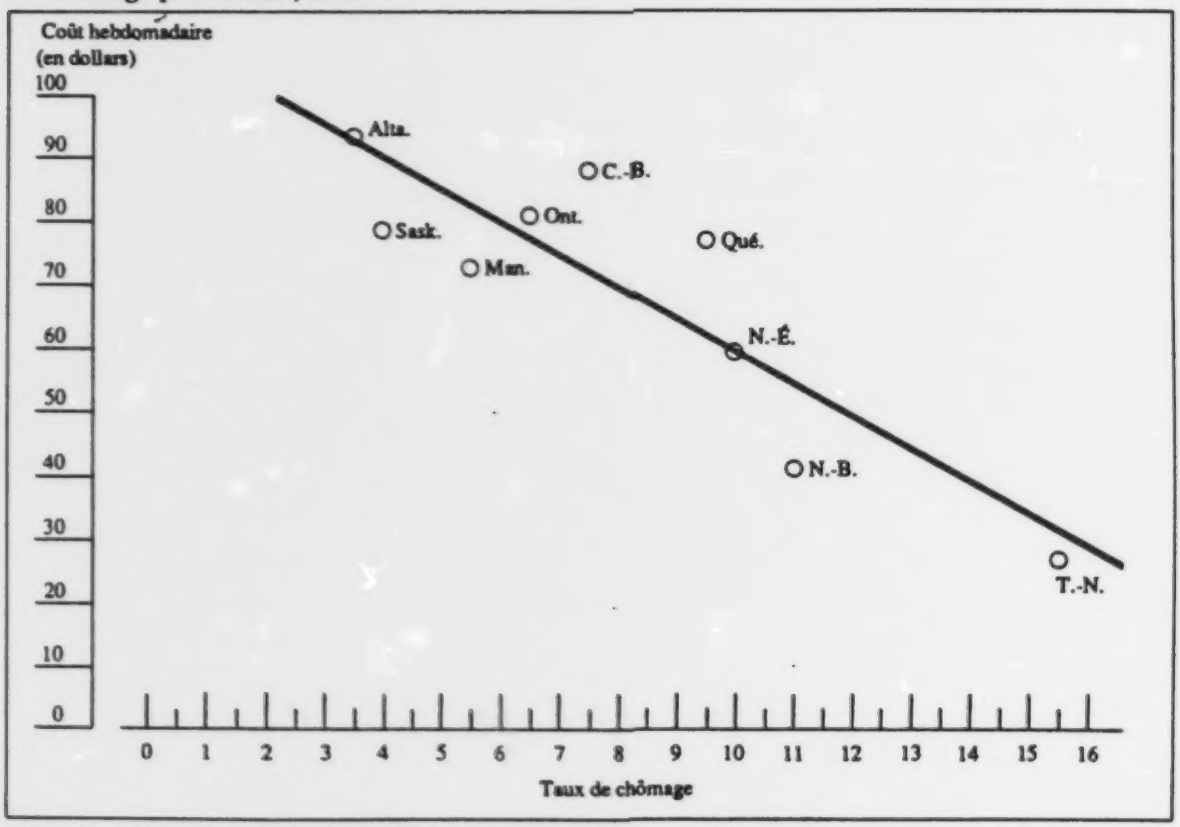
social d'un emploi (SOCJ) créé en vertu du PCIE sont inférieures au salaire hebdomadaire du PCIE dans chacune des province[17]. Du point de vue de l'efficience, un argument existe donc en faveur des subventions à la création d'emplois dans le secteur temporaire dans toutes les province[18]. Dans la présente analyse, nous faisons l'hypothèse que le salaire du PCIE représente la meilleure mesure de la valeur de la production des travailleurs.

Deuxièmement, le coût d'option social d'un emploi du PCIE est en rapport inverse avec le taux de chômage dans la province (voir le graphique 4-7). Dans les provinces à fort taux de chômage (comme Terre-Neuve, le Nouveau-Brunswick et la Nouvelle-Écosse), le coût d'option social de la création d'un emploi est plus faible que dans les provinces à faible taux de chômage (l'Ontario, le Manitoba, la Saskatchewan, la Colombie-Britannique et l'Alberta).

Enfin, selon nos estimations, l'incitation à l'emploi pour les participants au PCIE devrait être plus élevée dans les provinces à taux de chômage élevé que dans les provinces à faible taux de chômage. Afin de déterminer les taux de subventions relatifs appropriés, nous avons comparé le gain net moyen (ie salaire du PCIE moins le coût d'option social d'un emploi) par emploi du PCIE d'une province à l'autre (voir la colonne (2) du tableau 4-11 et le graphique 4-8). Il y a un rapport positif systématique entre les taux de chômage provinciaux et les gains nets moyens par emploi créé dans le cadre du PCIE (graphique 4-9). L'effet du PCIE s'est donc fait sentir dans la bonne direction en offrant un

Graphique 4-7

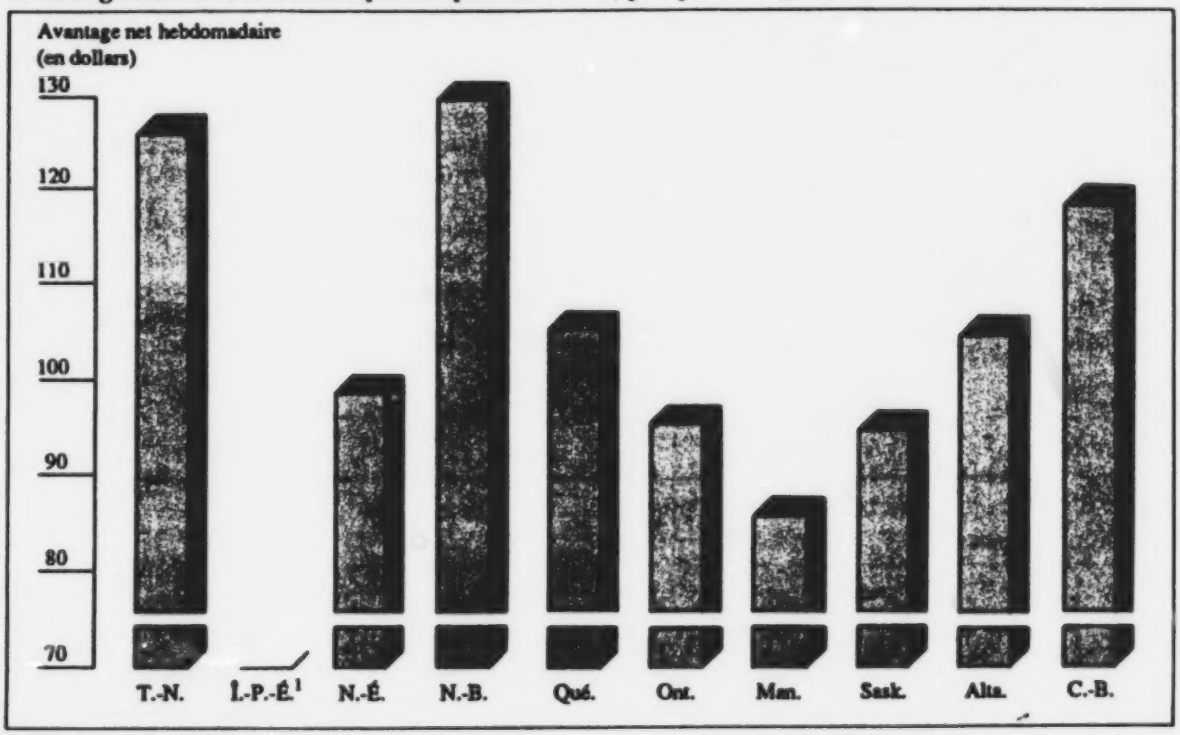
Coût d'option social hebdomadaire d'un emploi du PCIE et taux de chômage provincial[1], 1979



1 Données non disponibles pour l'Île-du-Prince-Édouard.

Graphique 4-8

Avantage net hebdomadaire par emploi du PCIE, par province, 1979



1 Données non disponibles.

taux de crédit d'impôt relativement plus élevé aux employeurs situés dans les régions à fort taux de chômage.

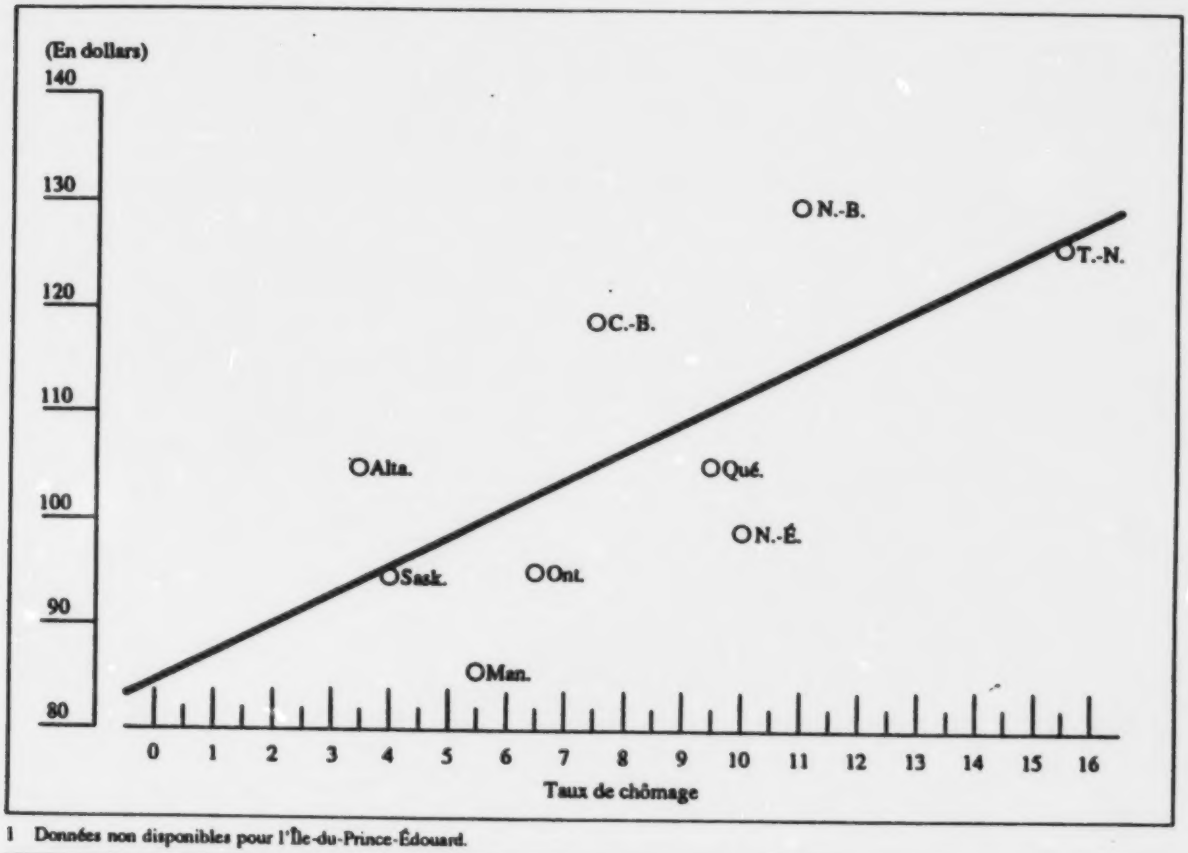
Conclusion

À l'aide du cadre théorique élaboré dans le présent chapitre, nous avons pu estimer le coût d'option social d'un emploi créé par le biais du PCIE. L'analyse effectuée dans ce chapitre a permis de constater que le PCIE peut être considéré comme un programme socialement efficient; par conséquent, il existe un argument favorable en faveur des programmes de subventions à la création d'emplois dans le secteur temporaire du marché du travail. L'avantage net pour la société qui a résulté de la création d'un emploi dans le cadre du PCIE était fort significatif. Nous estimons que l'avantage social net moyen découlant de la création d'un emploi par ce moyen représentait environ 60 % du coût salarial. Les avantages les plus grands pour la société proviennent de la création d'emplois dans les marchés du travail caractérisés par des taux de chômage élevés. Du point de vue de l'efficience, par conséquent, on peut justifier des taux de subvention relativement plus élevés pour les provinces à fort taux de chômage. Cette conclusion irait à l'appui des politiques de création d'emplois comme le PCIE, qui ont des taux de subvention différenciés, plutôt que des politiques dont les modalités s'appliquent uniformément d'une province à l'autre.

Il faut garder à l'esprit que les conclusions qui précèdent sont fondées sur un modèle formulé en termes simples pour les fins de la démonstration. Afin de quantifier le modèle, la population active a été répartie entre travailleurs permanents qualifiés et travailleurs temporaires non qualifiés. Les conclusions sont basées sur l'observation empirique d'un faible niveau de l'élasticité de la demande de travail dans le secteur permanent. En outre, les données sur les coûts de formation que nous avons utilisées dans l'analyse sont sommaires. Pour une quantification plus poussée, il faudrait disposer : a) d'une mesure correcte des coûts de formation dans les secteurs où les travailleurs temporaires iraient pour obtenir des emplois permanents et b) d'une estimation mieux ventilée de l'élasticité de la demande de travail dans le secteur permanent.

Graphique 4-9

Avantage net (salaire moins SOCJ) par emploi du PCIE et taux de chômage provincial[1], 1979



1 Données non disponibles pour l'Île-du-Prince-Édouard.

Les principales conclusions

Voici les principales conclusions de ce chapitre. Premièrement, le temps au cours duquel les travailleurs du PCIE auraient été en chômage en l'absence du PCIE a un rapport cohérent avec les taux de chômage observés dans les diverses provinces. On estime qu'en moyenne, les travailleurs du PCIE de Terre-Neuve auraient passé 51 % de leur temps d'activité dans d'autres emplois si le PCIE n'avait pas existé. En Alberta, où le chômage était faible durant l'année visée, les participants auraient passé, en moyenne 74 % de leur temps dans un autre emploi en l'absence du PCIE.

Deuxièmement, le temps pendant lequel les travailleurs du PCIE pourraient s'attendre à recevoir des prestations d'assurance-chômage durant leurs périodes de chômage ne diffère pas de façon marquée d'une province à l'autre. Les résultats indiquent que la proportion du temps de chômage pendant lequel les travailleurs du PCIE s'attendent à recevoir des prestations d'assurance-chômage varie de 80 % (au Manitoba et en Saskatchewan) à 87 % (à Terre-Neuve et au Nouveau-Brunswick).

(suite)

Les principales conclusions (fin)

Troisièmement, nous constatons que la valeur du temps non rémunéré ou du temps de loisir dont disposent les travailleurs n'est pas indépendante de la proportion de leur temps qu'ils consacrent au travail. La valeur hebdomadaire moyenne du temps de loisir pour un travailleur non qualifié varie d'une province à l'autre entre 5 et 39 % des taux de salaire du PCIE, et elle a un rapport inverse avec le taux de chômage dans la province. En pourcentage du salaire hebdomadaire, cette valeur est plus faible pour les travailleurs qui habitent au Nouveau-Brunswick (5 %) et à Terre-Neuve (8 %), alors qu'elle est plus élevée pour ceux qui habitent dans les provinces de l'Ouest (39 % en Colombie-Britannique et en Alberta, 38 % en Saskatchewan et au Manitoba). Elle est de 31 % au Québec et en Ontario. Cette faible valeur du temps de loisir dans les provinces à fort taux de chômage a, dans d'autres circonstances, servi d'argument fondamental en faveur de la création d'emplois dans les régions défavorisées.

Quatrièmement, nous avons constaté qu'en 1979, le coût d'option social d'un emploi du PCIE était le plus bas à Terre-Neuve (26,74 $ par semaine), suivi du Nouveau-Brunswick (41,43 $), de la Nouvelle-Écosse (59,59 $), du Manitoba (73,17 $), du Québec (77,28 $), de l'Ontario (81,43 $) et de la Saskatchewan (79,12 $). Ce coût était plus élevé en Colombie-Britannique (88,46 $ par semaine) et atteignait un sommet en Alberta (93,50 $). Le coût d'option social hebdomadaire estimé d'un emploi créé dans le cadre du PCIE est inférieur au salaire hebdomadaire du PCIE dans chacune des provinces. On peut donc invoquer des motifs d'efficience à l'appui des subventions à la création d'emplois dans le secteur temporaire dans toutes les provinces.

Cinquièmement, le coût d'option social d'un emploi du PCIE est en rapport inverse du taux provincial de chômage. Dans les provinces à fort taux de chômage (comme au Nouveau-Brunswick et en Nouvelle-Écosse), le coût d'option social de la création d'un emploi est plus faible que dans les provinces à faible taux de chômage (en Ontario, au Manitoba, en Saskatchewan, en Colombie-Britannique et en Alberta).

Enfin, selon nos estimations, l'incitation à se trouver un emploi pour les participants au PCIE devrait être plus élevée dans les provinces à taux de chômage élevés que dans les provinces à faible taux de chômage. Afin de déterminer les taux relatifs appropriés de subvention, nous avons comparé les gains nets moyens (le salaire du PCIE moins le coût d'option social) par emploi du PCIE d'une province à l'autre. Nous avons trouvé qu'il y a un rapport positif systématique entre les taux de chômage observés dans les provinces et les avantages nets moyens par emploi résultant du PCIE. Par conséquent, le PCIE a agi dans la bonne direction en offrant un taux de crédit d'impôt relativement plus élevé aux employeurs établis dans les régions à fort taux de chômage.

5 L'effet net sur l'emploi du PCIE et son efficacité sur le plan des coûts

Le Programme de crédit d'impôt à l'emploi (PCIE) avait pour objectif de créer des emplois pour les chômeurs au moyen de subventions à l'accroissement de l'emploi. D'après les statistiques publiées, nous savons que les entreprises privées ont embauché 113 182 travailleurs sans emploi dans le cadre du PCIE. Faut-il en conclure que les emplois présumément créés en vertu du PCIE représentaient un accroissement net de l'emploi pour l'économie ? De l'avis général, l'effet net de tels programmes sur l'emploi est probablement inférieur à son effet brut et ce, pour plusieurs raisons (Haveman et Christiansen, 1978; OCDE, 1982). Ainsi, en abaissant le coût relatif de la main-d'œuvre pour une entreprise, une subvention à l'emploi peut inciter celle-ci à embaucher un travailleur supplémentaire, mais elle peut simultanément avoir pour effet de réduire l'emploi ailleurs dans l'économie, en conséquence de la diminution concomitante des besoins en capital et en d'autres formes de travail. Qui plus est, la production d'une entreprise subventionnée peut se substituer à celle d'une entreprise non subventionnée. Il se peut donc que certains emplois créés en vertu du PCIE aient simplement remplacé des emplois supprimés dans des entreprises non subventionnées.

Dans les ouvrages sur le sujet, ces effets de compensation possibles sont qualifiés d'effets de déplacement (OCDE, 1982). Dans chaque cas, il y a écart entre le nombre total d'emplois subventionnés et le nombre net d'emplois qui sont venus s'ajouter dans l'économie. Cet écart, qu'on appelle « effet de déplacement » du programme, est exprimé par le rapport entre l'accroissement net de l'emploi et le nombre brut de travailleurs subventionnés. Il découle de cette définition que l'effet net du PCIE sur l'emploi dépend de la mesure dans laquelle une contraction de la demande de main-d'œuvre a accompagné la création directe d'emplois (et en a résulté indirectement).

Il se peut, en outre, qu'une partie des nouveaux emplois subventionnés aurait été créée en l'absence d'une subvention. La question est généralement formulée en ces termes : l'augmentation apparente de l'emploi est-elle « réelle » ou comprend-elle un accroissement de l'embauche qui aurait eu lieu de toute manière ? En d'autres mots, les employeurs ont-ils profité de la subvention simplement pour financer le recrutement qu'ils auraient pu financer par d'autres moyens ? Un tel effet de nature financière est à l'origine d'un écart entre le nombre brut et le nombre net d'emplois créés, et cet effet est qualifié de « perte sèche » attribuable au programme.

Le présent chapitre a un double objectif. Nous souhaitons premièrement estimer l'effet net du PCIE sur l'emploi en tenant compte de l'effet de déplacement et de la perte sèche. Puisque le PCIE avait pour but premier de créer des emplois, il doit être évalué en fonction du nombre net d'emplois qu'il a contribué à créer, c'est-à-dire la différence entre l'augmentation totale de l'emploi dans l'économie, compte tenu du programme, et l'emploi total qui aurait été créé en l'absence du programme. Deuxièmement, nous voulons estimer le coût budgétaire de chaque emploi créé en vertu du PCIE et en évaluer l'efficacité, sur le plan des coûts, comparativement à d'autres instruments de la politique d'emploi comme la création directe d'emplois dans le secteur public, un stimulant fiscal général ou des subventions à l'investissement.

Le cadre d'estimation de l'effet net sur l'emploi du PCIE

D'après le modèle décrit au chapitre 4 et dans l'appendice B, la création directe d'emplois dans le secteur temporaire fait croître l'emploi dans ce secteur et diminuer l'offre de travailleurs qualifiés pouvant occuper des emplois dans le secteur permanent. Ainsi, la création d'emplois temporaires mène à une diminution de l'emploi permanent. Si l'on suppose qu'il n'y a pas de demande excédentaire de main-d'œuvre dans le secteur permanent, c'est-à-dire qu'il y a équilibre de l'offre et de la demande, la baisse de l'offre de main-d'œuvre qualifiée entraînera une hausse des salaires versés dans ce secteur d'emploi. Ces observations signifient que la création directe d'emplois lorsqu'il y a du chômage pourrait simplement contribuer à réduire le nombre de travailleurs qualifiés. La question qui se pose alors est de savoir quel est l'effet sur l'emploi total dans l'économie ? Augmente-t-il, diminue-t-il ou demeure-t-il au même niveau ?

Dans notre modèle, le nombre total d'emplois dans les deux secteurs de l'économie, E, correspond à :

$$E = N_2 + L_1 \tag{5.1}$$

où N_2 et L_1 représentent respectivement les emplois dans les secteurs temporaire et permanent. La dérivée totale de l'équation 5.1 est :

$$dE = dN_2 + dL_1$$

ou

$$dE = \left(1 + \frac{dL_1}{dN_2}\right) dN_2 \tag{5.2}$$

où

dE désigne la variation de l'emploi total dans la région;

dL_1/dN_2 est la variation de l'emploi dans le secteur permanent pour chaque emploi créé dans le secteur temporaire; et

dN_2 est le nombre total de nouveaux emplois dans le secteur temporaire.

Ainsi,

$$dE \gtrless 0 \text{ quand } \frac{dL_1}{dN_2} \gtrless -1. \tag{5.3}$$

La hausse, la baisse ou le maintien de l'emploi total dans une région dépendra de la valeur de dL_1/dL_2 (l'effet de déplacement du programme). Plus la valeur négative de dL_1/dN_2 est faible (grande), plus l'effet net du programme sur l'emploi est grand (faible).

L'effet de déplacement du programme (dL_1/dN_2) a déjà été défini en tenant compte de l'impôt et des prestations d'assurance-chômage, et ce rapport est exprimé par l'équation 4.8 au chapitre 4.

$$\frac{dL_1}{dN_2} = -\frac{[f_2'(1-t_2) - b \cdot d(1-t_2) - h]}{\{\Pi[f_2'(1-t_2) - b \cdot d(1-t_2) - h] - f_1''(1-t_1)L_2\}}. \tag{5.4}$$

Pour estimer l'effet de déplacement du PCIE, il faut évaluer dL_1/dN_2 dans l'équation 5.4. Ces calculs consistent essentiellement à déterminer : les salaires versés dans le secteur temporaire ($\overline{W}_2 = f_2'$), le taux moyen d'imposition applicable dans les deux secteurs (t_1 et t_2), le taux des prestations d'assurance-chômage (b), l'importance du secteur temporaire (L_2), le nombre total d'emplois dans le secteur temporaire (N_2), la pente de la courbe de demande de main-d'œuvre dans le secteur permanent (f_1''), la probabilité de trouver un autre emploi pour les travailleurs du PCIE (Π), la durée attendue des prestations d'assurance-chômage pour un travailleur participant au PCIE (d), et la valeur du temps de loisir (h). La procédure d'estimation et les facteurs déterminants de ces variables ou paramètres sont examinés en détail au chapitre 4. Dans cette section, nous nous proposons seulement d'utiliser les valeurs disponibles pour estimer dL_1/dN_2.

L'estimation des effets de déplacement du PCIE

Les résultats de l'estimation des effets de déplacement sont présentés au tableau 5-1. La colonne (1) indique l'effet de déplacement du PCIE, c'est-à-dire l'emploi perdu dans le secteur permanent pour chaque poste créé dans le secteur temporaire par le biais du PCIE. La colonne (2) montre le nombre total d'emplois créés en vertu du PCIE entre le mois d'avril 1978 et le mois de mars 1980. La colonne (3) donne le nombre total d'emplois perdus dans le secteur permanent par suite de la création d'emplois dans le secteur temporaire en vertu du PCIE.

Il ressort des résultats obtenus qu'environ 13 % des emplois présumément créés en vertu du PCIE n'ont fait que remplacer d'autres emplois et ne constituent donc pas un accroissement de l'emploi total. Les estimations de l'effet de déplacement varient selon la province, allant de 17,3 % au Nouveau-Brunswick à 3,6 % en Colombie-Britannique.

L'estimation de la perte sèche attribuable au PCIE

Une certaine perte sèche est inévitable. Elle résulte du fait que des entreprises reçoivent une subvention pour des travailleurs qu'elles auraient engagés de toute manière, de sorte que la subvention représente un gain inattendu pour l'entreprise parce qu'elle est versée pour des emplois qu'elle ne contribue pas véritablement à créer.

La perte sèche attribuable au PCIE peut être mesurée de diverses manières. Pour les fins de la présente étude, nous avons retenu deux méthodes d'estimation. La première consiste simplement à demander aux employeurs de déclarer si les travailleurs qu'ils ont embauchés dans le cadre du PCIE s'ajoutaient à leurs effectifs habituels. Si

Tableau 5-1

L'effet de déplacement du PCIE, 1978-1980

	Effet de déplacement (part des emplois permanents perdus par emploi temporaire créé dans le cadre du PCIE) (en pourcentage) (1)	Nombre d'emplois temporaires créés dans le cadre du PCIE d'avril 1978 à mars 1980 (2)	Nombre total d'emplois permanents perdus par la création d'emplois temporaires dans le cadre du PCIE [(1) × (2)/100] (3)
Terre-Neuve	10,42	873	91
Île-du-Prince-Édouard	–	463	–
Nouvelle-Écosse	6,25	1 527	95
Nouveau-Brunswick	17,27	1 975	341
Québec	13,98	25 472	3 561
Ontario	15,74	22 447	3 533
Manitoba	10,11	1 583	160
Saskatchewan	9,42	987	93
Alberta	9,49	2 119	201
Colombie-Britannique	3,61	8 318	300
Canada	12,82	65 764	8 375

Source Estimations de l'auteur.

certains employeurs admettent – après avoir créé un ou des emploi(s) – qu'ils auraient engagé ces travailleurs de toute manière, les données obtenues aideraient à établir une limite maximale pour nos estimations de la mesure dans laquelle les subventions ont été versées uniquement pour des emplois qui représentent un accroissement réel des effectifs.

En mars 1979, Emploi et Immigration Canada a effectué un sondage postal auprès de 4 006 employeurs participants. Le taux de réponse a été de 65 %. Afin de déterminer le nombre d'emplois dont la création était attribuable au crédit d'impôt, chaque employeur a été invité à indiquer si l'énoncé suivant était juste ou non : « Le crédit d'impôt a été un facteur déterminant dans ma décision d'engager un travailleur en vertu du Programme de crédit d'impôt à l'emploi. » Un autre énoncé, plus précis, leur a également été proposé : « J'aurais engagé le même nombre de travailleurs si le programme n'avait pas existé. »

Les réponses à ces questions sont présentées au tableau 5-2. Environ 62 % des employeurs ont affirmé qu'il n'auraient pas créé les emplois en l'absence du PCIE. Cela permet de penser que 62 % des emplois créés pouvaient venir s'ajouter aux objectifs de croissance prévus de l'emploi. Environ 26 % des employeurs ont déclaré que les emplois auraient été créés de toute manière. Les résultats de ce sondage sont toutefois discutables en raison de certaines lacunes méthodologiques (comme la présence possible d'une distorsion dans les réponses des employeurs et le contrôle statistique limité des autres facteurs susceptibles d'influer sur l'emploi). Il ressort néanmoins de ces résultats que les employeurs considèrent que la subvention est un élément qui a influencé sur leur décision d'engager des travailleurs.

Tableau 5-2

Sondage auprès des employeurs ayant participé au PCIE – Taux de réponse[1], par province, mars 1979

En pourcentage

	Oui	Non	Ne sait pas	Total
Terre-Neuve	14,0	76,6	9,4	100,0
Île-du-Prince-Édouard	20,5	65,9	13,6	100,0
Nouvelle-Écosse	23,5	68,3	8,2	100,0
Nouveau-Brunswick	23,3	69,9	6,8	100,0
Québec	28,9	57,5	13,6	100,0
Ontario	21,3	68,3	10,4	100,0
Manitoba	21,7	66,3	12,0	100,0
Saskatchewan	22,2	63,9	13,9	100,0
Alberta	28,4	61,7	9,9	100,0
Colombie-Britannique	29,3	58,6	12,1	100,0
Canada	25,8	62,2	12,0	100,0

1 Les employeurs devaient déclarer si les travailleurs engagés en vertu du PCIE représentaient une augmentation nette par rapport à leurs effectifs habituels.
Source Données fournies par Emploi et Immigration Canada.

Pour en arriver à une évaluation plus objective de l'effet d'accroissement d'un programme de création d'emplois, Haveman et Krutilla (1968) ont proposé une méthode axée sur la question suivante : Si l'on suppose qu'il s'agit d'un emploi supplémentaire, quelle est la probabilité que le travailleur engagé en vertu du programme se soit trouvé un autre emploi ailleurs ? Selon cette méthode, il est supposé qu'à un taux de chômage donné, la probabilité d'emploi d'un travailleur non qualifié révèle dans quelle mesure celui-ci aurait été engagé de toute façon.

Nous avons appliqué la méthode de ces deux auteurs pour estimer la probabilité d'emploi des participants au PCIE au cours des années 1978 et 1979 (voir le tableau 4-1). Ces estimations ont été effectuées au moyen de données sur le PCIE et de renseignements tirés de la base de données longitudinales sur la population active qui a été décrite précédemment.

Les données du tableau 5-3 indiquent, par province, la part du temps durant lequel les participants au PCIE auraient occupé un autre emploi en l'absence du programme. Les estimations révèlent que, dans l'ensemble, les participants auraient travaillé 67 % du temps, ce qui signifie que la hausse réelle de l'emploi par suite du programme aurait été de 33 %. La perte sèche attribuable au programme serait donc de 67 %. Ces chiffres supposent que les emplois créés venaient s'ajouter aux effectifs habituels des entreprises qui ont embauché ces travailleurs. L'accroissement de l'emploi a été plus marqué à Terre-Neuve, au Nouveau-Brunswick, en Nouvelle-Écosse et au Québec, et plus limité en Ontario et dans les provinces de l'Ouest.

L'effet net du PCIE sur l'emploi

Pour déterminer l'effet net du PCIE sur l'emploi, le nombre total d'emplois présumément créés en vertu de ce programme a été rajusté à la baisse pour refléter les effets de déplacement et les pertes sèches. L'effet net a été calculé comme suit :

Nombre net d'emplois créés dans le cadre du PCIE = (Nombre total d'emplois subventionnés en vertu du PCIE, moins le nombre d'emplois déplacés par le programme et le nombre d'emplois qui auraient été créés même en son absence).

Les résultats de ce calcul paraissent au tableau 5-4. Selon les estimations, le nombre net d'emplois créés en vertu du PCIE représentait à peine plus de 20 % du total. Cela signifie que le nombre net d'emplois créés par le PCIE entre avril 1978 et mars 1980 aurait été de 13 271 seulement, plutôt que 65 764 comme l'indiquent les données brutes du programme. L'effet net du PCIE sur l'emploi a été relativement plus prononcé à Terre-Neuve, au Nouveau-Brunswick, en Nouvelle-Écosse et au Québec, et plus restreint en Ontario et dans les provinces de l'Ouest (sauf en Colombie-Britannique). Le pourcentage net de création d'emplois a donc été plus grand dans les provinces où le chômage était plus élevé (voir le graphique 5-1).

Tableau 5-3

Perte sèche attribuable au PCIE, par province, 1978-1979

En pourcentage

	Perte sèche selon l'estimation de la probabilité moyenne d'emploi (II)[1]
Terre-Neuve	0,49
Île-du-Prince-Édouard	–
Nouvelle-Écosse	0,61
Nouveau-Brunswick	0,51
Québec	0,63
Ontario	0,70
Manitoba	0,73
Saskatchewan	0,74
Alberta	0,72
Colombie-Britannique	0,73
Canada	0,67

1 D'après les coefficients estimés au moyen d'une régression par moindres carrés pondérés, tels que présentés au tableau 4-1, et la valeur moyenne des variables indépendantes pour les travailleurs qui ont participé au Programme de crédit d'impôt à l'emploi (PCIE) durant 1978 et 1979.

Source Estimations de l'auteur.

Il faut noter que notre estimation de l'effet du PCIE sur l'emploi ne tient pas compte des effets indirects, par exemple des effets multiplicateurs du côté de la demande, c'est-à-dire les emplois supplémentaires créés en conséquence des nouveaux emplois subventionnés. La création de nouveaux emplois entraîne un accroissement du revenu dépensé, qui engendre à son tour une augmentation du revenu, des dépenses et de l'emploi, et ainsi de suite. Nous avons présumé que ces effets, bien qu'importants, n'auraient pas modifié sensiblement nos estimations.

Certains chercheurs ont tenté de déterminer l'effet net des subventions sur l'emploi. D'après une étude sur l'effet net au niveau de l'emploi dans les secteurs de la construction et du commerce de détail du programme de crédits d'impôt à la création de nouveaux emplois aux États-Unis, entre 20 et 30 % de l'augmentation observée de l'emploi total dans ces

Tableau 5-4

L'effet net sur l'emploi du PCIE, 1978-1980

	Pourcentage de l'effet de déplacement (1)	Pourcentage de la perte sèche (2)	Pourcentage du rajustement en fonction de l'effet de déplacement et de la perte sèche (1) + (2) (3)	Pourcentage net des emplois créés dans le cadre du PCIE [100 – (3)] (4)	Nombre total d'emplois subventionnés par le PCIE (5)	Nombre net d'emplois créés dans le cadre du PCIE [(5) × (4)/100] (6)
Terre-Neuve	10,42	49	59,42	40,58	873	354
Île-du-Prince-Édouard	–	–	–	–	463	–
Nouvelle-Écosse	6,25	61	67,25	32,75	1 527	500
Nouveau-Brunswick	17,27	51	68,27	31,73	1 975	627
Québec	13,98	63	76,98	23,02	25 472	5 864
Ontario	15,74	70	85,74	14,26	22 447	3 201
Manitoba	10,11	73	83,11	16,89	1 583	267
Saskatchewan	9,42	74	83,42	16,58	987	164
Alberta	9,49	72	81,49	18,51	2 119	392
Colombie-Britannique	3,61	73	76,61	23,39	8 318	1 946
Canada	12,82	67	79,82	20,18	65 764	13 271

SOURCE Données fournies par Emploi et Immigration Canada et estimations de l'auteur.

secteurs était attribuable au programme de subventions (Bishop et Haveman, 1979). Pour évaluer l'effet net sur l'emploi du programme de subventions à l'emploi dans les petites entreprises au Royaume-Uni, les augmentations d'effectifs dans les entreprises subventionnées ont été comparées aux augmentations observées dans un échantillon d'entreprises de référence qui n'avaient pas reçu de subvention. Un sondage a en outre été effectué auprès des employeurs. Selon les résultats obtenus par ces deux méthodes, 40 % des emplois subventionnés étaient occupés par des travailleurs embauchés en raison de la subvention. D'après les résultats d'une étude effectuée en France sur le premier Pacte national pour l'emploi, entre 15 et 40 % de l'emploi net était attribuable au programme. Bref, ces différents résultats révèlent que l'effet net sur l'emploi des programmes de subventions peut ne représenter qu'entre 15 à 20 % du nombre total d'emplois subventionnés (comme en Allemagne de l'Ouest et en France) mais que la proportion peut aller jusqu'à 67 % (au Royaume-Uni) (Nations unis, 1984; Organisation internationale du travail, 1979; Metcalf, 1982; Schwanse, 1982; Tannenwald, 1982). Le tableau 5-5 permet de comparer les résultats des différents pays.

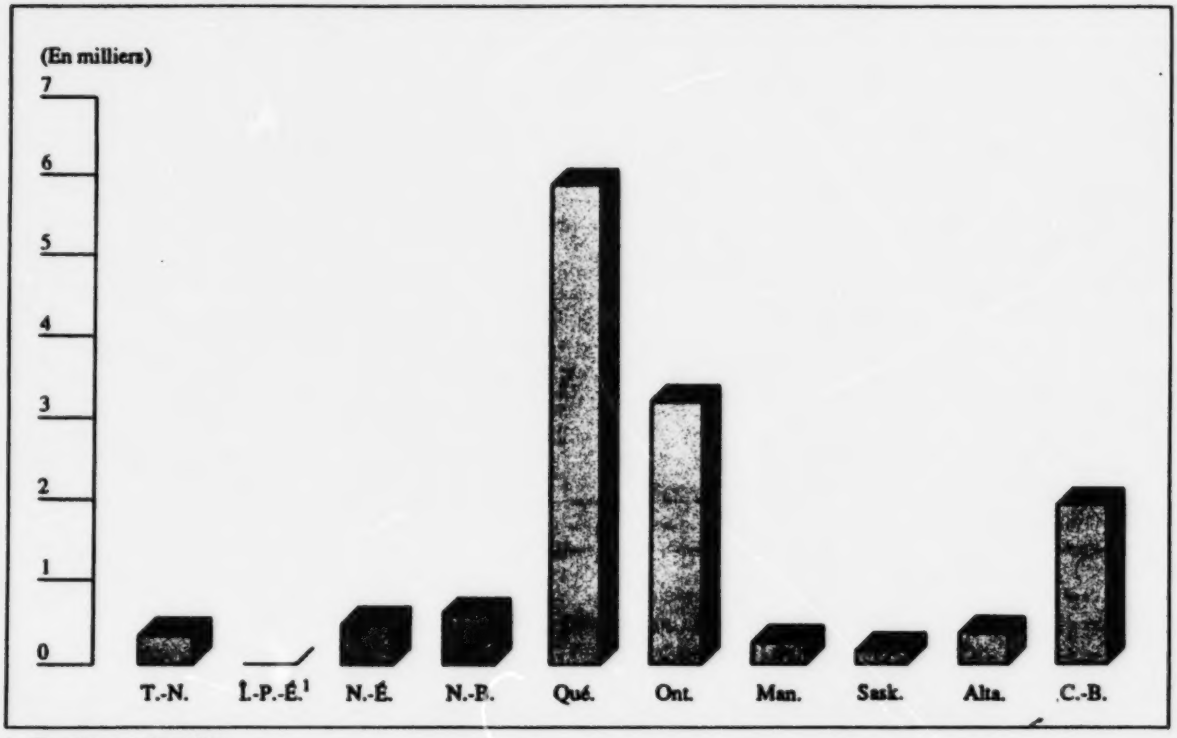
Le coût budgétaire par année-personne d'emploi net créé en vertu du PCIE

Pour estimer ce qu'il en coûte, du point de vue de l'autorité responsable de la politique, pour créer une année-personne d'emploi net en vertu du PCIE (dans chacune des provinces), il faut disposer de trois séries de données supplémentaires : 1) le nombre brut d'années-personnes créées dans le cadre du PCIE, par province; 2) le coût budgétaire total des années-personnes d'emploi créées par le biais du PCIE, par province, et 3) le taux d'imposition marginal applicable au revenu des employeurs participants, puisque le crédit d'impôt était imposable.

Les données se rapportant aux deux premiers points ont été fournies par Emploi et Immigration Canada et sont présentées dans les colonnes (1) et (2) du tableau 5-6. Puisque le crédit d'impôt était imposable, il était nécessaire de le rajuster en fonction du taux marginal moyen applicable au revenu de l'entreprise pour les années durant lesquelles le PCIE était en vigueur. Prenons, par exemple, une société qui a reçu un crédit maximal de 2 $ l'heure pour un emploi de 40 heures par semaine durant une année. Le montant total du crédit d'impôt est donc de 4 160 $, soit le produit de 2 $ × 40 × 52. Ce crédit d'impôt étant imposable, il doit être ajouté au revenu de l'entreprise. Si le taux d'imposition applicable est de 46 %, le crédit net équivaut à 4 160 $ – (0,46 × 4 160 $), soit 2 246 $ pour chaque nouvel emploi. Évidemment, les taux de l'impôt sur le revenu des sociétés varient beaucoup, selon l'industrie, la province, la taille de l'entreprise ou le type de propriété (canadienne ou étrangère). En l'absence de données précises sur les taux marginaux applicables aux entreprises participantes, nous avons fait l'hypothèse que le taux d'imposition marginal moyen était de 40 % en 1979.

Graphique 5-1

Nombre net d'emplois créés par suite du PCIE, par province, 1978-1980



1 Données non disponibles.

Les estimations du coût budgétaire du PCIE, rajustées en fonction des effets de déplacement, des pertes sèches et de l'impôt, sont présentées à la colonne 5 du tableau 5-6. Les coûts budgétaires par année-personne d'emploi net créé diffèrent beaucoup selon la province, variant de 5 758 $ à Terre-Neuve à 12 549 $ en Ontario, la moyenne nationale se situant à 9 375 $ (voir le graphique 5-2)[1]. Les estimations de coût à l'échelle nationale tiennent compte du fait que seulement 20 % des emplois créés en vertu du PCIE représentent un accroissement net de l'emploi. Nos estimations des coûts budgétaires nets par année-personne d'emploi net sont trop élevées, dans la mesure où nous n'avons pas pris en compte les économies résultant de la diminution du nombre de travailleurs qui reçoivent des prestations d'assurance-chômage, ainsi que des recettes fiscales perçues auprès des travailleurs participants, le cas échéant.

Par comparaison, une étude a montré que le coût par emploi des programmes de subventions salariales variait de 8 000 à 10 000 $ aux États-Unis (Hamermesh, 1978). Par ailleurs, une évaluation du programme de crédit d'impôt à la création de nouveaux emplois dans ce pays a indiqué que le coût par emploi net variait de 14 000 à 17 000 $ (Tannenwald, 1982). D'après les estimations du Congressional Budget Office des États-Unis, le coût de chaque emploi créé dans le cadre des programmes d'emploi dans le secteur public (régis par le CETA) se situait entre 10 000 et 20 000 $ en 1979, selon les hypothèses retenues quant au degré de substitution fiscale (cité dans Tannenwald, 1982). Au Canada, le coût moyen par année-personne d'un emploi créé dans le secteur public est d'environ 14 000 $, selon des estimations du Conseil économique du Canada (1982); il est de 8 000 $ sur la foi des estimations de l'OCDE (1980) et de 7 500 $ selon les estimations de Emploi et Immigration Canada (1981*b*). Les estimations du Conseil économique sont fondées sur un effet de substitution fiscale se situant dans un intervalle de 50 à 70 %. Ces estimations se comparent favorablement au coût moyen d'une année-personne évalué à 20 000 $ par l'OCDE pour les emplois créés par le biais d'une augmentation des dépenses publiques ou d'une

Tableau 5-5

Effet net sur l'emploi de certains programmes de subventions – Données provenant de quelques pays industrialisés

En pourcentage

	Nombre net d'emplois créés en pourcentage du nombre total d'emplois présumément créés en vertu du programme
Premier Pacte national pour l'emploi (France)	15 à 40
Prime d'incitation à la création d'emploi (France)	30
Subvention au coût de main-d'œuvre (Allemagne de l'Ouest)	20 à 30
Programme de primes à l'emploi (Irlande)	17 à 21
Subvention au maintien de l'emploi et à la formation (Suède)	38 à 46
Subvention temporaire à l'emploi (Royaume-Uni)	33 à 67
Subventions à l'emploi dans les petites entreprises (Royaume-Uni)	40
Crédit d'impôt à la création de nouveaux emplois (États-Unis)	20 à 30
Programme de crédit d'impôt à l'emploi (Canada)	20

Source Données des Nations unies, 1984, et estimations de l'auteur.

réduction générale des impôts, ou encore à 30 000 $ pour les emplois résultant du contingentement ou d'autres mesures de restriction commerciales (EIC, 1981*b*).

Principales conclusions

Les principales conclusions qui ressortent de ce chapitre sont les suivantes. Premièrement, les programmes de subventions à l'emploi ont pour inconvénient principal de comporter des effets de déplacement, c'est-à-dire que la création d'emplois en vertu du programme est partiellement neutralisée par une diminution des emplois ailleurs. Environ 13 % de tous les emplois créés dans le cadre du PCIE n'ont fait que déplacer d'autres emplois et ne représentent donc pas un accroissement net de l'emploi total. Les estimations de l'effet de déplacement varient de 4 à 17 % selon la province.

Deuxièmement, la perte sèche attribuable au PCIE a été importante. Environ 67 % des travailleurs participants auraient été engagés même en l'absence de la subvention, ce qui signifie que les employeurs ont profité d'importants gains inattendus.

Troisièmement, lorsqu'on tient compte de l'effet de déplacement et de la perte sèche, le PCIE a eu un effet net

Tableau 5-6

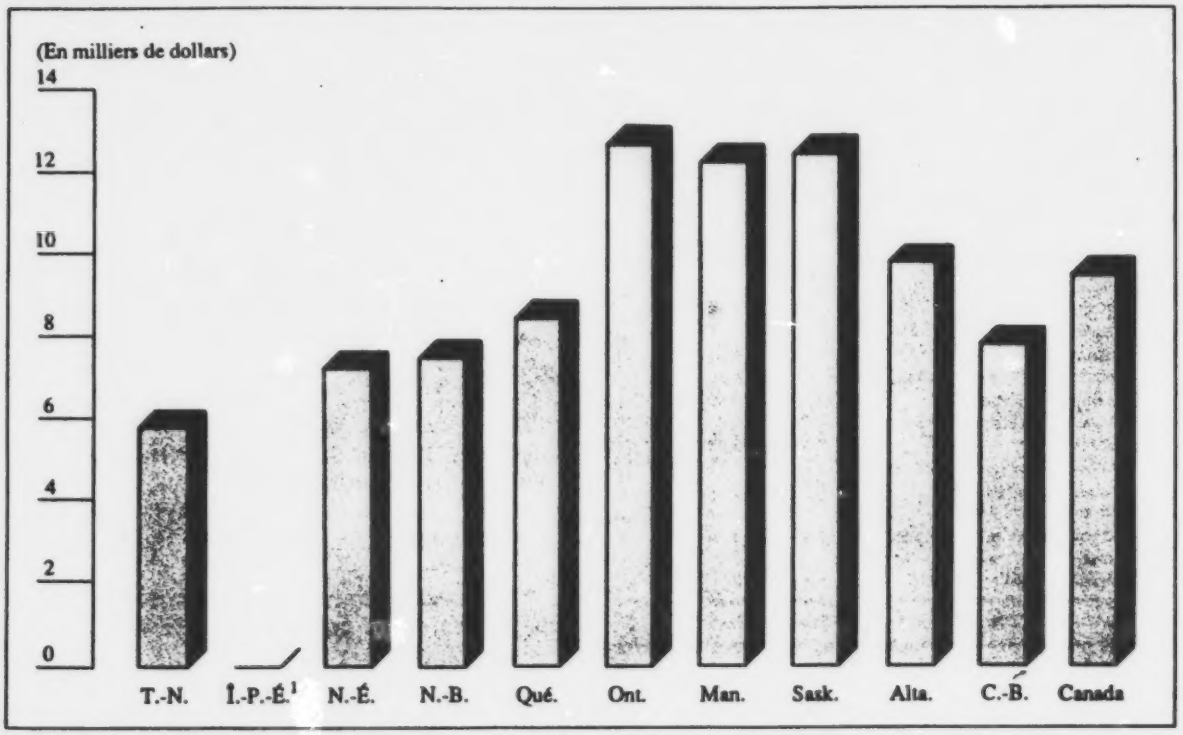
Coût net par année-personne d'emploi créée en vertu du PCIE, par province, 1978-1980

	Nombre brut d'années-personnes d'emploi créées[1] (1)	Coût budgétaire total des années-personnes d'emploi créées (en dollars) (2)	Nombre net d'années-personnes d'emploi créées [données de (1) rajustées en fonction de l'effet de déplacement et de la perte sèche] (3)	Coût budgétaire net des années-personnes d'emploi créées [données de (2) rajustées en fonction de l'impôt] (en dollars) (4)	Coût budgétaire net par année-personne d'emploi créée en vertu du PCIE [(4)/(3)] (en dollars) (5)
Terre-Neuve	433,5	1 688 049	175,9	1 012 829	5 758
Île-du-Prince-Édouard	925,5	3 603 897	–	–	–
Nouvelle-Écosse	720,0	2 803 680	235,8	1 682 208	7 134
Nouveau-Brunswick	221,0	860 574	70,1	516 344	7 366
Québec	13 502,5	43 506 488	3 108,3	26 103 893	8 398
Ontario	10 611,5	31 647 340	1 513,2	18 988 404	12 549
Manitoba	847,5	2 893 365	143,1	1 736 019	12 132
Saskatchewan	474,5	1 619 943	78,7	971 965	12 350
Alberta	4 267,5	12 708 494	789,9	7 625 096	9 653
Colombie-Britannique	1 064,0	3 184 312	248,9	1 910 587	7 676
Canada	33 146,5	104 516 142	6 689,0	62 709 685	9 375

1 Correspond au nombre brut d'années-personnes d'emploi créées durant les deux premières années du programme (d'avril 1978 à mars 1980).
Source Données fournies par Emploi et Immigration Canada et estimations de l'auteur.

Graphique 5-2

Coût budgétaire net par année-personne d'emploi créée par suite du PCIE, par province, 1978-1980



1 Données non disponibles.

plutôt faible sur l'emploi. Selon nos estimations, seulement 20 % du nombre total d'emplois subventionnés dans le cadre du PCIE représentait un accroissement net de l'emploi. Les estimations diffèrent beaucoup d'une province à une autre, variant d'environ 41 % à Terre-Neuve à environ 14 % en Ontario. L'accroissement net de l'emploi a été plus important dans les provinces où le chômage était relativement élevé.

Enfin, le coût moyen par année-personne d'un emploi net créé dans le cadre du PCIE est d'environ 9 400 $. D'après nos estimations, le rendement du PCIE d'un point de vue efficacité-coût aurait été bon. Le PCIE a permis de créer des emplois à un coût moindre que les programmes d'emploi dans le secteur public (sur la base des estimations du Conseil économique) ou par le biais d'une augmentation des dépenses publiques ou d'une réduction générale des impôts.

6 L'expérience ultérieure sur le marché du travail des participant au PCIE

Les programmes d'emploi et de formation visent généralement à améliorer les perspectives d'emploi à long terme des participants. Qu'il s'agisse d'une formation à caractère général, de l'apprentissage de nouvelles compétences professionnelles, d'une expérience de travail ou d'une formation en cours d'emploi, les programmes de ce genre visent à accroître les compétences des participants ainsi que le niveau et la stabilité de leurs revenus[1]. Dans l'analyse que nous avons faite au chapitre 4 des avantages pour la société d'un emploi créé dans le cadre du PCIE, nous avons fait l'hypothèse que le salaire d'un participant au PCIE traduisait approximativement la valeur sociale de la nouvelle production en supposant qu'il correspondait à la valeur de la contribution du travailleur. Ce faisant, nous n'avons pas tenu compte de la production additionnelle qui pourrait éventuellement être attribuable aux participants au programme en raison de leur plus grande productivité suite à l'expérience professionnelle ou à la formation en cours d'emploi qu'ils ont acquise. Cet accroissement de la productivité des travailleurs possède toutes les caractéristiques d'un investissement : une fois que la productivité a augmenté, elle demeure à un niveau donné pendant un certain temps. Ce gain futur doit également être pris en considération dans le calcul de la production attribuable à un nouvel emploi. La façon de le faire, du moins en théorie, consiste à faire la somme des valeurs futures de la nouvelle production et à imputer au programme de création d'emplois la valeur actualisée de cette production.

Un des effets secondaires du PCIE a donc été l'amélioration de l'aptitude future au travail des participants. Certains analystes sont toutefois d'avis que les programmes de création d'emplois n'offrent pas le type de formation susceptible d'améliorer le niveau de compétence des participants (Haveman et Palmer, 1982). Dans le présent chapitre, nous allons donc faire une évaluation de l'effet du PCIE sur les revenus des participants et sur d'autres aspects liés à l'emploi. En particulier, nous analyserons l'incidence du PCIE sur les participants au programme dans le but d'apporter une réponse aux questions suivantes : 1) Le programme a-t-il permis d'améliorer les possibilités d'emploi futures des participants au programme ? 2) A-t-il permis d'accroître la durée des périodes d'emploi subséquentes des participants ? 3) A-t-il permis aux participants de toucher de meilleurs salaires hebdomadaires dans leur(s) emploi(s) subséquent(s) ?

Certaines données descriptives

Un suivi continu, sur une longue période, est indispensable pour évaluer l'expérience de travail subséquente des participants au PCIE. Même en faisant abstraction du coût ou de la faisabilité d'un tel suivi, les données requises ne peuvent être disponibles avant un délai assez long. La nécessité d'avoir des données à plus courte échéance représente donc une contrainte dans l'évaluation de l'efficacité de tels programmes.

En l'absence de données spécifiques sur les périodes d'emploi et de chômage des travailleurs embauchés dans le cadre du PCIE pendant et après leur participation au programme, nous nous sommes servis des relevés d'emploi (RE) remplis par les employeurs (ces renseignements ont été fournis par EIC).

Environ 73 % des personnes qui avaient participé au programme au cours de sa première année d'existence et dont certaines avaient commencé à travailler dès avril 1978 n'occupaient plus, en juin 1980, les emplois obtenus par le biais du PCIE. Les personnes ayant quitté l'emploi subventionné avaient travaillé, en moyenne, 24,3 semaines pour l'employeur associé au PCIE. Quant au reste des participants (soit 27 %), une partie d'entre eux semble être restée à l'emploi des entreprises associées au PCIE, la durée de leur emploi oscillant entre 15 et 27 mois.

Environ 79 % des employeurs dont nous avons consulté les relevés d'emploi ont signalé que les travailleurs ayant participé au PCIE effectuaient un travail de même qualité et qu'ils étaient aussi productifs que les employés réguliers. Les résultats de l'examen de ces relevés montrent également qu'environ 44 % des participants au PCIE qui occupaient un emploi subventionné avaient été mis à pied, que 30 % avaient quitté leur emploi et que 21 % avaient été congédiés.

Pour ce qui est des participants au PCIE qui ont par la suite trouvé un emploi, la période d'observation est trop courte pour que nous puissions tirer des conclusions sur la qualité et la durée de ces emplois. Parmi les 3 400 personnes de l'échantillon ayant quitté l'emploi qu'elles avaient obtenu dans le cadre du PCIE, environ 40 % avaient trouvé un

nouvel emploi à la fin de juin 1980. Le salaire moyen qu'elles recevaient dans ces nouveaux emplois était d'environ 173 $ par semaine. Entre les périodes d'emploi, environ 74 % des personnes ayant participé au PCIE au cours de sa première année d'application ont touché des prestations d'assurance-chômage à un moment ou à un autre après leur participation au programme.

Problèmes d'évaluation

Pour évaluer l'effet que le PCIE a eu sur l'expérience de travail des participants, la méthode utilisée doit nous permettre de déterminer ce que cette expérience de travail aurait été si la personne visée n'avait pas participé au programme. Par exemple, même si nous observons que les participants au programme avaient de meilleures chances de trouver un emploi par la suite, il faudrait quand même établir que cela était attribuable au programme et non à d'autres changements, comme une amélioration de la situation économique en général. En comparant la probabilité de trouver un emploi chez les participants au programme à celle des membres d'un groupe témoin n'ayant pas participé au programme, il est possible de séparer les effets attribuables à des changements d'ordre général des effets spécifiquement imputables au PCIE. Une comparaison de ce type devrait idéalement porter sur un certain nombre de périodes. Puisque nous n'avions pas de données couvrant une période suffisamment longue, nous avons estimé l'incidence à long terme du programme à partir des effets qu'il a eus à ses débuts.

Le choix du groupe de référence

Pour ce qui est de la façon de choisir un groupe témoin convenable[2], certains ont fait valoir qu'il est possible d'en constituer un à peu de frais à l'aide d'un ensemble de données longitudinales. Des personnes répertoriées dans la base de données peuvent être jumelées à des participants au programme en fonction de leurs caractéristiques démographiques et de l'expérience de travail préalable à la participation au programme[3]. Nous avons retenu cette méthode et formé un groupe de contrôle à partir de la Base de données longitudinales sur la population active. Des dossiers individuels tirés de la base de données ont été jumelés à des participants au PCIE sur la base de certaines caractéristiques démographiques – l'âge, le sexe et la région – et de l'expérience de travail préalable à la participation au programme. En utilisant la date de début de l'emploi comme variable additionnelle, nous avons constitué un groupe de référence formé d'un échantillon de 811 personnes tiré de la base de données. Évidemment, le groupe de contrôle et les participants au PCIE ne provenaient pas de la même population. Dans de telles circonstances, le mieux que nous pouvions faire était d'avoir recours à des variables mesurables pour neutraliser, de façon statistique, les différences observables entre les deux groupes.

Les caractéristiques démographiques de l'échantillon des participants au PCIE et du groupe témoin figurent au tableau 6-1. Dans l'échantillon, les hommes étaient deux fois plus nombreux que les femmes, alors que le ratio était de quatre hommes pour une femme dans le groupe de référence. Pour ce qui est des groupes d'âge, il n'y avait aucune différence significative entre l'échantillon du PCIE et le groupe témoin. La représentation provinciale est à peu près identique dans l'échantillon des participants au PCIE et dans le groupe de référence, sauf que, dans ce dernier, l'Alberta est un peu plus représentée et le Québec, un peu moins représenté que dans l'échantillon.

L'expérience de travail de chacun des deux groupes au cours de la période allant de 1975 à la date d'adhésion au

Tableau 6-1

Caractéristiques démographiques des participants au PCIE et du groupe de référence, de 1975 à 1978/1979

En pourcentage

	Participants au PCIE	Groupe de référence
Hommes	69,6	78,3
Femmes	30,4	21,7
Âge (en 1975)		
19 ans ou moins	44,4	41,7
20 à 24 ans	22,4	22,7
25 à 44 ans	27,1	29,6
45 à 64 ans	6,1	5,9
Terre-Neuve	1,9	2,8
Île-du-Prince-Édouard	0,8	0,7
Nouvelle-Écosse	2,2	3,3
Nouveau-Brunswick	4,7	3,6
Québec	42,1	35,6
Ontario	28,0	30,1
Manitoba	2,7	1,7
Saskatchewan	1,9	1,8
Alberta	2,7	6,0
Colombie-Britannique	12,9	12,9

Source : Calculs effectués sur un échantillon prélevé dans le fichier du PCIE, Emploi et Immigration Canada et apparié à la Base de données sur la population active de 1975 à 1978/1979, et estimations de l'auteur.

PCIE est présentée au tableau 6-2. L'expérience d'emploi et de chômage des participants au PCIE compris dans notre échantillon montre que la probabilité moyenne d'emploi et de chômage et le pourcentage moyen du temps de chômage au cours duquel des prestations d'assurance-chômage ont été reçues sont presque les mêmes pour les hommes et pour les femmes. En moyenne, le temps total passé en chômage et le nombre de périodes de chômage sont plus élevés pour les hommes que pour les femmes, tandis que la durée moyenne des périodes de chômage est inférieure chez les hommes. L'expérience d'emploi et de chômage du groupe témoin est légèrement différente de celle de l'échantillon du PCIE. Ainsi, la probabilité moyenne d'emploi au sein du groupe de référence est généralement plus élevée que dans l'échantillon du PCIE. Le temps total passé en chômage et la durée des périodes de chômage sont, en moyenne, moins élevés pour le groupe de référence que pour l'échantillon du PCIE. Il est donc important de tenir compte de ces différences entre les deux groupes.

Les facteurs déterminants d'un changement dans la probabilité d'emploi

Nous avons fait l'hypothèse qu'un des effets attribuables au programme était le changement de la probabilité d'emploi des participants au PCIE par comparaison avec celle des membres du groupe témoin, en corrigeant pour les différences d'âge, de profession, d'industrie et d'expérience de travail préalable.

Le changement de la probabilité d'emploi (ΔPE) est défini comme suit :

$$\Delta PE = (\Pi_{ep} - \Pi_{bp})$$

où

Π_{bp} est le nombre total de semaines d'emploi au cours de la période d'un an avant la date d'adhésion au

Tableau 6-2

Expérience de travail des participants au PCIE et du groupe de référence, selon le sexe, de 1975 à 1978/1979

	Participants au PCIE			Groupe de référence		
	Hommes	Femmes	Total	Hommes	Femmes	Total
Caractéristiques relatives au marché du travail[1] :						
Probabilité moyenne d'emploi (Π) (en pourcentage)	0,67	0,66	0,67	0,73	0,77	0,74
Probabilité moyenne de chômage ($1 - \Pi$) (en pourcentage)	0,33	0,34	0,33	0,27	0,23	0,26
Durée moyenne de chômage (ADU) par personne (en semaines)	37,4	32,0	35,8	30,2	26,1	28,1
Durée moyenne du chômage par période (ALU_p) (en semaines)	24,2	27,6	25,0	21,9	22,3	22,0
Nombre moyen de périodes de chômage par personne (n)	1,7	1,4	1,6	1,5	1,3	1,4
Durée moyenne de l'emploi par période (ALE_p) (en semaines)	17,8	22,0	18,7	18,1	21,2	18,6
Nombre moyen de périodes d'emploi par personne (m)	4,3	2,8	3,9	4,4	3,2	4,2
Pourcentage moyen du temps de chômage accompagné de prestations d'assurance-chômage (d)	0,88	0,88	0,88	0,86	0,85	0,86

1 Pour le calcul de ces variables, voir le tableau C-2 de l'appendice C.

Source Calculs effectués sur un échantillon prélevé dans le fichier du PCIE, Emploi et Immigration Canada et apparié à la Base de données sur la population active de 1975 à 1978/1979, et estimations de l'auteur.

programme divisé par le nombre total de semaines dans la population active au cours de cette même période;

Π_{ap} est le nombre total de semaines d'emploi au cours de la période d'un an après la date d'adhésion au programme divisé par le nombre total de semaines dans la population active au cours de cette même période.

Le calcul de Π_{bp} et de Π_{ap} a été limité à l'année précédant et à l'année ayant suivi la date d'adhésion au programme parce qu'au moment de l'estimation, les renseignements contenus dans les relevés d'emploi (RE) disponibles n'allaient pas au-delà d'août 1980. La variable $(\Pi_{ap} - \Pi_{bp})$ mesure le changement dans la probabilité d'occuper un emploi.

D'après Kiefer (1976), le changement attendu dans la probabilité d'emploi de chaque personne, ΔPE_e, peut être représenté par un vecteur, X_i, qui traduit les caractéristiques de la productivité de cette personne, sa situation sur le marché du travail de même que la nature de sa participation au PCIE. La fonction ΔPE_e prend alors la forme suivante :

$$\Delta PE_e = b_i X_i + a_1 PCIE + a_2 semaines PCIE. \qquad (6.1)$$

Des variables comme le niveau de scolarité, la formation et l'âge permettent généralement de mesurer les caractéristiques de la productivité d'une personne sur le marché du travail. Les données auxquelles nous avons eu accès ne renfermaient aucune mesure du niveau de scolarité ou de la formation reçue. Nous avons donc utilisé la proportion (variable) du temps d'emploi avant la période d'estimation (*PEMP*) comme mesure de l'expérience de travail susceptible de traduire les caractéristiques de la productivité des travailleurs. L'indicateur de l'évolution du marché du travail est représenté par le taux moyen de chômage dans l'ensemble du pays (*Urate*) et par la province. La profession et l'industrie servent de variables de contrôle.

Dans les régressions, « *âge* » correspond à l'âge de la personne au début de 1975; *PEMP* est la proportion du temps total passé dans la population active au cours de laquelle le participant a occupé un emploi avant la période d'estimation; *Urate* est le taux de chômage moyen au pays durant la période; la profession (*OCC*), l'industrie (*IND*), la province (*PROV*) et *PCIE* sont des variables auxiliaires. *OCC* a une valeur de un lorsqu'elle correspond à la profession du dernier emploi du travailleur avant son adhésion au PCIE; sinon, sa valeur est de zéro. *IND* a une valeur de un si la dernière industrie d'emploi du travailleur appartenait à cette catégorie; sinon, elle prend une valeur de zéro. De même, *PROV* a une valeur de un si la personne vivait dans cette province et une valeur de zéro dans le cas contraire. Une description des codes mnémoniques des variables (*OCC*, *IND*, *PROV*, etc.) se trouve au tableau C-1 dans l'appendice C. *PCIE* a une valeur de un si la personne participait au PCIE et une valeur de zéro dans le cas contraire (groupe de référence). *Semaines PCIE* est le nombre de semaines de participation du travailleur au programme.

Dans notre étude, la distribution conditionnelle de la probabilité d'emploi d'un participant au PCIE, pour un nombre donné de semaines de participation au programme, ne diffère de la distribution conditionnelle de la probabilité d'emploi du groupe de référence qu'au niveau de l'emplacement et cette différence équivaut à

$$a_1 + a_2 semaines PCIE. \qquad (6.2)$$

Dans notre analyse empirique, l'acent est mis sur le coefficient de la variable *PCIE*, qui représente la participation au programme. Si celle-ci a accru la probabilité d'emploi subséquente du participant, le coefficient a_1 de la variable *PCIE* devrait alors être positif. On pourrait considérer que le coefficient a_2 de la variable *semaines PCIE* désigne l'effet additionnel d'une semaine de participation supplémentaire au programme sur le changement de la probabilité d'emploi.

L'équation 6.1 a été estimée par la technique des moindres carrés ordinaires, séparément pour les hommes et pour les femmes[4]. Nous avons fait une estimation distincte selon le sexe parce que la probabilité d'emploi varie en fonction des différences dans la répartition professionnelle et industrielle des travailleurs de sexe masculin et féminin. Dans notre échantillon, les participants de sexe masculin étaient surtout à l'emploi d'industries de production de biens, comme la fabrication, la construction et les transports, tandis qu'une majorité des participants de sexe féminin occupaient des emplois dans les secteurs des services communautaires, commerciaux et personnels, de la finance et du commerce. Afin de pouvoir isoler l'influence des différences au niveau de l'industrie et de la profession sur le changement de la probabilité d'emploi, l'équation a été estimée séparément pour les hommes et pour les femmes.

Après avoir estimé les paramètres, nous pouvons déterminer l'effet moyen du PCIE en solutionnant l'équation 6.2 pour le nombre moyen de semaines de participation au programme. Les principaux résultats sont

présentés dans le tableau 6-3. Dans tous les cas, le pouvoir explicatif global de l'équation est très faible (R^2 est égal à 0,06 pour les hommes et pour l'ensemble de l'échantillon; la statistique F est égale à 3,11 pour les hommes et à 3,93 pour l'ensemble de l'échantillon), sauf dans le cas du sous-échantillon des femmes ($R^2 = 0,15$ et $F = 2,42$). Ces résultats nous incitent à conclure que, pour les participants au PCIE, la plupart des caractéristiques socio-économiques, même prises globalement, ont un très faible pouvoir explicatif en ce qui a trait au changement de la probabilité d'emploi.

Tableau 6-3

Estimation[1] du changement de la probabilité d'emploi parmi les participants au PCIE et dans le groupe de référence, un an avant et un an après la participation au PCIE (méthode des moindres carrés ordinaires)

Statistique « t »

	Hommes de l'échantillon	Femmes de l'échantillon	Ensemble de l'échantillon
Coefficient :			
Ordonnée à l'origine	–1,054	–1,584	–1,189
	(4,19)	(3,48)	(5,43)
Âge	0,001	–7,842	0,0007
	(0,96)	(0,03)	(0,58)
PEMP	–0,167	0,007	–0,107
	(4,26)	(0,10)	(3,23)
Urate (taux de chômage)	0,078	0,108	0,083
	(2,50)	(1,91)	(3,04)
PCIE	0,011	–0,086	–0,016
	(0,32)	(1,22)	(0,52)
Semaines du PCIE	0,001	0,006	0,002
	(0,57)	(1,75)	(1,26)
Effet moyen du PCIE	0,030[2]	0,042	0,023
	(0,44)[3]	(0,30)	(0,38)
Nombre moyen de semaines du PCIE	18,82	21,36	19,6

1 Les valeurs estimées pour les autres variables (comme la profession, l'industrie, la province) ne sont pas présentées dans le tableau, mais sont disponibles auprès de l'auteur sur demande.

2 Cette valeur est dérivée de $(a_7 + a_8 \cdot \overline{semaines\ PCIE})$.

3 Les statisques « t » sont fondées sur les erreurs-types calculées au moyen de la relation var $(a_7 + a_8\ semaines\ PCIE)$ = var (a_7) + $semaines\ PCIE^2$ var (a_8) + 2 $semaines\ PCIE$ cov (a_7, a_8).

Nos résultats indiquent que l'effet du Programme de crédit d'impôt à l'emploi sur le changement de la probabilité d'emploi n'était pas statistiquement significatif; cela donne à penser que le programme n'a pas réussi à accroître la probabilité d'emploi future des participants. Il est généralement reconnu que les programmes de subventions salariales dans le secteur privé permettent non seulement de garantir que la production nouvelle répondra effectivement à une demande des consommateurs, mais aussi qu'elle mènera à la création directe d'emplois réguliers, de sorte que les travailleurs ne seront pas simplement en transition entre des programmes temporaires spéciaux (Haveman, 1980). Nos résultats semblent indiquer que la probabilité d'emploi des participants au programme n'a pas changé par la suite et que la dynamique de l'alternance de périodes d'emploi et de chômage était sensiblement la même qu'avant la participation au programme.

La durée des périodes d'emploi après la participation au programme

Nous avons aussi tenté d'évaluer l'effet du PCIE sur le nombre de semaines d'emploi (par période) après la participation au programme. Le cadre d'analyse dont nous nous sommes servi était semblable à celui utilisé pour mesurer les changements dans la probabilité d'emploi. Nous avons fait l'hypothèse que l'un des effets attribuables au programme était la durée de la période d'emploi après la participation au PCIE par rapport à celle du groupe témoin, en corrigeant pour tenir compte des différences en ce qui a trait à l'âge, la profession, l'industrie, le taux de salaire hebdomadaire dans l'emploi actuel (W_t) et le nombre de semaines d'emploi dans le poste précédent ($EWKS_{t-1}$). Nous avons estimé l'équation suivante :

$$EWKS_t = b_0 + b_1 \hat{A}ge + b_2 EWKS_{t-1} + b_3 Urate + b_4 W_t + b_5 OCC + b_6 IND + b_7 PROV + b_8 PCIE + b_9\ semaines\ PCIE + e_t. \quad (6.3)$$

où e_t est le terme d'erreur. L'effet total du PCIE sur le nombre de semaines d'emploi par période équivaut à :

$$b_8 + b_9\ semaines\ PCIE. \quad (6.4)$$

L'équation 6.4 est solutionnée pour le nombre moyen de semaines de participation au PCIE. On pourrait considérer que le coefficient de la variable « *semaines PCIE* » désigne le nombre de semaines additionnelles d'emploi (par

période) dont profitera un participant s'il prolonge d'une semaine sa participation au programme.

Les coefficents de *PCIE* (b_8) et de *semaines PCIE* (b_9), estimés au moyen de la technique des moindres carrés ordinaires, ainsi que les résultats du test statistique *t* figurent au tableau 6-4. Le tableau renferme en outre une estimation de l'effet moyen de ces variables sur la durée de l'emploi par période.

Dans tous les cas, le coefficient de la variable *PCIE* est négatif et statistiquement significatif, tandis que le coefficient de la variable *semaines PCIE* est positif, en plus d'être aussi statistiquement significatif. Cela donne à penser que la durée de l'emploi (par période) après la participation au programme était plus grande pour les participants qui avaient adhéré au programme plus longtemps[5]. Le PCIE a eu, en moyenne, une incidence positive importante sur l'emploi tant des hommes que des femmes, mais l'effet a été plus prononcé dans le cas des femmes.

Tableau 6-4

Estimation[1] du nombre total de semaines d'emploi par période parmi les participants au PCIE et dans le groupe de référence, 1975-1980 (méthode des moindres carrés ordinaires)

Statistique « *t* »

	Hommes de l'échantillon	Femmes de l'échantillon	Ensemble de l'échantillon
Coefficient :			
Ordonnée à l'origine	5,983	5,186	6,741
	(4,47)	(1,74)	(3,89)
Âge	0,001	0,029	0,010
	(0,08)	(0,93)	(0,86)
$EWKS_{t-1}$	0,098	0,036	0,081
	(13,37)	(2,55)	(12,71)
Urate (taux de chômage)	0,803	0,693	1,416
	(5,58)	(2,17)	(9,27)
W_t	–0,003	–0,003	–0,003
	(10,40)	(4,50)	(12,77)
PCIE	–12,626	–13,810	–11,344
	(16,57)	(8,48)	(16,42)
Semaines du PCIE	0,926	0,961	0,922
	(21,53)	(11,01)	(24,21)
Effet moyen du PCIE	4,801[2]	6,716	6,727
	(3,06)[2]	(2,93)	(4,65)
Nombre moyen de semaines du PCIE	18,82	21,36	19,6

1 Les valeurs estimées pour les autres variables (comme la profession, l'industrie, la province) ne sont pas présentées dans le tableau, mais sont disponibles auprès de l'auteur sur demande.

2 Voir les notes du tableau 6-3 en ce qui concerne le calcul de ces valeurs.

La hausse du salaire hebdomadaire après la participation au programme

En instituant le PCIE, le gouvernement fédéral voulait avant tout favoriser l'emploi et réduire le chômage dans l'économie. L'objectif d'une diminution du chômage était en partie motivée par une préoccupation au sujet des faibles revenus des personnes sans emploi : une baisse de l'incidence du chômage parmi ces personnes après une participation au programme devrait se traduire par une hausse de leurs revenus (Ashenfelter, 1978*a*). Dans les travaux publiés sur les programmes de création d'emplois, divers auteurs se sont demandés si ces programmes permettent d'accroître les revenus des participants par la suite. À notre connaissance, il n'existe encore aucune donnée empirique sur cette question. Les données dont nous disposions nous ont permis d'estimer l'effet du PCIE sur les revenus des participants. Une variation du revenu peut être due en partie à un changement d'emploi et en partie à un changement du taux de salaire hebdomadaire. Nous avons déjà examiné l'effet du PCIE sur les changements au niveau de l'emploi précédemment dans ce chapitre; nous allons maintenant porter notre attention sur l'incidence du programme au niveau du salaire hebdomadaire des participants. Cette évaluation quantitative nous fournira une mesure du succès obtenu par le PCIE.

Comme nous l'avons observé précédemment, les données sur les salaires des participants ne suffisent pas, en elles-mêmes, pour procéder à une analyse des effets d'un programme sur les salaires dans une économie en évolution. Il faut aussi recourir à un groupe de référence approprié et comparer les salaires des personnes comprises dans ce groupe à ceux des participants au programme pour éviter d'attribuer aux effets du programme les hausses résultant de l'évolution générale des salaires. Les données utilisées dans cette partie de notre étude ne portent que sur les participants au programme et les membres du groupe témoin qui ont fait l'objet de l'analyse sur le changement dans la probabilité d'emploi. Nous avons fait l'hypothèse que les différences entre les participants au PCIE et les membres du groupe témoin en ce qui a trait aux changements dans les salaires

hebdomadaires – corrigés en fonction des différences au niveau de l'âge, de l'expérience préalable d'emploi et ainsi de suite – sont imputables aux effets du programme.

Dans l'analyse empirique, la variable dépendante est définie comme suit :

$$\Delta W = W_{ap} - W_{bp}$$

où

ΔW représente le changement dans le salaire hebdomadaire moyen un an après la participation au programme par rapport à ce qu'il était un an avant l'adhésion au programme;

W_{ap} est le salaire hebdomadaire moyen un an après la participation au programme; et

W_{bp} est le salaire hebdomadaire moyen un an avant la participation au programme.

Nous avons posé par hypothèse que le changement attendu dans le salaire de chaque individu, ΔW_e, en fonction de son âge, de l'expérience préalable sur le marché du travail, de la profession occupée antérieurement, de l'industrie, de la province et de la nature de la participation au PCIE, est représenté par l'équation suivante :

$$\Delta W_e = b_i X_i + C_1 PCIE + C_2 semaines\,PCIE \qquad (6.5)$$

où le vecteur X_i est composé des mêmes variables indépendantes que dans l'équation 6.1. Comme dans cette dernière, la distribution conditionnelle des salaires hebdomadaires des participants au programme, pour un nombre donné de semaines de participation, ne diffère de celle des salaires hebdomadaires des membres du groupe de référence qu'au niveau de l'emplacement et cette différence correspond à :

$$C_1 + C_2 semaines\,PCIE. \qquad (6.6)$$

Nos données sur les salaires hebdomadaires ont été établies à partir des données de l'assurance-chômage sur les gains assurables et les cotisations versées. Comme il existe un niveau maximum au-dessus duquel les cotisations d'assurance-chômage n'augmentent pas, soit 264 $ de gains hebdomadaires en 1979, les données sur les salaires inférieurs à ce maximum traduisent les salaires réels, tandis que les données sur les salaires qui dépassent ce plafond sous-estiment leur montant véritable. Par conséquent, dans nos données sur cette variable indépendante, nous avons éliminé les observations dont la valeur atteint ou dépasse ce seuil. Naturellement, il serait plus approprié d'utiliser une technique convenant davantage à l'élimination de certaines observations de la variable dépendante (Tobin, 1958).

Nous avons fait l'estimation de l'équation 6.5 par la méthode des moindres carrés ordinaires. Pour des raisons que nous avons déjà évoqué, nous n'avons pas pu appliquer, dans le cas présent, la méthode du maximum de vraisemblance. Le problème qui se pose ici avec la méthode des moindres carrés ordinaires est que les coefficients estimés comportent un biais systématique. L'importance de cette

Tableau 6-5

Estimation[1] du changement dans le salaire hebdomadaire moyen des participants au PCIE et du groupe de référence, un an avant et un an après la participation au PCIE (méthode des moindres carrés ordinaires)

Statistique « *t* »

	Hommes de l'échantillon	Femmes de l'échantillon	Ensemble de l'échantillon
Coefficient :			
Ordonnée à l'origine	131,708	226,234	147,724
	(2,62)	(2,97)	(3,52)
Âge	–0,151	–0,293	–0,235
	(0,57)	(0,69)	(1,05)
PEMP	18,398	0,751	15,652
	(2,36)	(0,07)	(2,47)
Urate (taux de chômage)	–0,875	–16,791	–3,560
	(0,14)	(1,77)	(0,68)
PCIE	–17,367	22,325	–8,741
	(2,45)	(1,91)	(1,44)
Semaines du PCIE	1,112	0,041	0,907
	(3,22)	(0,07)	(3,06)
Effet moyen du PCIE	3,56[2]	23,20	9,04
	(0,26)[2]	(0,97)	(0,76)
Nombre moyen de semaines du PCIE	18,82	21,36	19,6

1 Les valeurs estimées pour les autres variables (comme la profession, l'industrie, la province) ne sont pas présentées dans le tableau, mais sont disponibles auprès de l'auteur sur demande.
2 Voir les notes du tableau 6-3 en ce qui concerne le calcul de ces valeurs.

déviation est fonction du nombre d'observations éliminées de l'échantillon. Dans notre cas, la déviation n'est probablement pas trop sérieuse puisque seulement 9 % des membres de l'échantillon avaient touché au moins le maximum des gains assurables.

On peut interpréter le coefficent C_2 de la variable *semaines PCIE* comme représentant le montant additionnel que touche un participant en demeurant associé au programme une semaine de plus. Après avoir estimé les paramètres, il est possible de déterminer l'effet moyen du PCIE en solutionnant l'équation 6.6 pour le nombre moyen de semaines de participation au programme. S'il y a eu hausse du salaire hebdomadaire des participants après qu'ils aient quitté le PCIE, l'incidence moyenne du programme devrait être positive. Les coefficients des variables *PCIE* et *semaines PCIE* ainsi que les résultats du test statistique *t* sont présentés au tableau 6-5. L'effet moyen de ces variables y figure également.

Dans toutes nos estimations, le coefficient de l'effet total du PCIE est positif, mais non statistiquement significatif. Cela signifie que l'adhésion au PCIE n'a pas fait augmenter le salaire hebdomadaire des participants par rapport à celui des membres du groupe de référence. Ce résultat n'est pas étonnant puisque les participants au PCIE avaient eu passablement de difficulté sur le marché du travail avant de s'inscrire au programme. Pour ces travailleurs restés sans emploi pour de longues périodes, la participation au programme pour une durée moyenne de 19,6 semaines ne semble pas avoir suffi pour que persiste un effet notable sur les salaires après la participation au programme. En outre, les participants au PCIE étaient des travailleurs provenant de l'échelon inférieur de la distribution des salaires (voir le tableau 6-6) pour lesquels il n'existe pratiquement aucune possibilité de hausses salariales sur le marché où ils évoluent (Gera et Hasan, 1982; Hasan et Gera, 1982).

Principales conclusions

Voici les principales conclusions qui se dégagent en ce qui concerne l'effet du PCIE sur l'expérience de travail subséquente des anciens participants au programme. Premièrement, le PCIE n'a pas permis aux participants d'accroître leur probabilité future d'emploi. Cette constatation n'étonne pas; en effet, les participants au PCIE (ainsi que les membres du groupe de référence) n'étaient pas représentatifs de la majorité des membres de la population active en ce sens qu'ils avaient éprouvé des difficultés notables sur le marché du travail au cours des années ayant précédé leur participation au programme. Par exemple, la durée moyenne des périodes de chômage complètes que ces personnes ont connues entre 1975 et la date de leur adhésion au programme était de 24,2 semaines dans le cas des hommes et de 27,7 semaines dans le cas des femmes, comparativement à une moyenne de 16,6 et de 19,6 semaines, respectivement, pour l'ensemble de la population active au cours de la période 1975-1979[6]. Les travailleurs qui connaissent des difficultés particulières sont plus susceptibles d'adhérer à un programme de création d'emplois, et c'est précisément ces chômeurs de longue date que le gouvernement visait avant tout en introduisant le PCIE.

Deuxièmement, le PCIE a eu un certain effet au niveau de la durée des emplois des participants, après qu'ils aient quitté le programme. Les résultats que nous avons obtenus indiquent que les participants qui avaient adhéré plus longtemps au programme ont connu une durée moyenne d'emploi un peu plus longue par la suite. Nous avons constaté que le PCIE a eu, en moyenne, une incidence positive importante sur l'emploi, tant dans le cas des hommes que celui des femmes, l'effet était toutefois plus marqué pour ces dernières.

Enfin, les participants au programme n'ont pas vu leur salaire hebdomadaire s'améliorer sensiblement dans leur(s) emploi(s) ultérieur(s). Une participation au programme d'une durée moyenne de 19,6 semaines ne semble pas avoir été suffisante pour influer sur les salaires de façon significative après la participation au programme. Cela serait

Tableau 6-6

Répartition des salaires des participants au PCIE et du groupe de référence de l'échantillon, un an avant et un an après la participation au PCIE

En pourcentage

	Participants au PCIE		Groupe de référence	
	Un an avant	Un an après	Un an avant	Un an après
Salaires (en dollars) :				
150 ou moins	33,33	43,72	32,13	37,69
151 à 200	23,43	21,83	20,25	20,13
201 ou plus	43,23	34,45	47,62	42,15

Source : Calculs effectués sur un échantillon prélevé dans le fichier du PCIE, Emploi et Immigration Canada et apparié à la Base de données sur la population active de 1975 à 1978/1979, et estimations de l'auteur.

attribuable au fait que les participants au PCIE étaient des travailleurs situés au bas de l'échelle salariale qui n'ont pratiquement aucune chance de voir augmenter leur rémunération.

7 Conclusions

Dans cette étude, nous avons brièvement passé en revue les programmes de subventions à l'emploi adoptés dans certains pays industrialisés et procédé à un examen général des subventions salariales, pour enfin axer notre analyse sur le Programme de crédit d'impôt à l'emploi qui a été en vigueur au Canada. Dans cette analyse, nous avons tenté de répondre à des questions qui reviennent souvent, bien que nous ayons en recours à une méthodologie peut-être moins bien connue pour ce faire. Les principales questions que nous avons abordées sont les suivantes. Premièrement, les programmes de subventions à l'emploi respectent-ils rigoureusement le critère de l'efficience économique du point de vue des avantages et des coûts qu'ils comportent pour la société ? En d'autres termes, ces programmes procurent-ils, à la société, des avantages supérieurs aux coûts qu'ils engendrent ? Deuxièmement, quel est l'effet net sur l'emploi de ces programmes de subventions, compte tenu de l'existence de facteurs tels que l'effet de déplacement et la perte sèche ? Troisièmement, ces programmes permettent-ils de créer des emplois à un coût moindre que d'autres mesures, telles que les programmes d'emploi dans le secteur public, une augmentation générale des dépenses publiques ou une réduction des impôts ? Enfin, lorsque ces programmes prennent fin, la productivité des travailleurs se trouve-t-elle améliorée par l'acquisition d'une expérience de travail ou d'une formation en cours d'emploi ?

Les divers aspects soulevés par ces questions ont été évalués dans le contexte du récent Programme de crédit d'impôt à l'emploi (PCIE). Voici, en résumé, les principales conclusions qui ressortent de notre analyse.

- Du point de vue social, le PCIE peut être considéré comme un programme efficient. La valeur de la production attribuable au programme a été supérieure au coût d'option social des ressources utilisées, et cela dans toutes les provinces. La création d'un emploi en vertu du PCIE a fourni à la société un avantage net fort important, qui correspond à environ 60 % du coût de la rémunération. Le principal avantage réside dans la création d'emplois dans des régions caractérisées par un taux de chômage élevé, ce qui montre le bien-fondé d'accroître les taux de subvention accordés dans les provinces qui sont aux prises avec un fort taux de chômage. Cette constatation vient appuyer les politiques de création d'emplois qui, comme le PCIE, prévoient des taux de subvention différenciés plutôt que des modalités d'application uniformes dans toutes les provinces.

- L'incidence nette du PCIE sur l'emploi a été plutôt modeste lorsqu'on tient compte de l'effet de déplacement et de la perte sèche. D'après nos estimations, seulement 20 % des emplois présumément créés en vertu du PCIE constituaient un accroissement réel de l'emploi, c'est-à-dire que sur cinq emplois subventionnés en vertu du PCIE, un seul représentait une hausse véritable de l'emploi.

- Le coût moyen par année-personne d'emploi créé en vertu du PCIE a été estimé à 9 400 $. Ce coût semble se rapprocher du revenu annuel net des nouveaux travailleurs. Bien sûr, ces estimations sont fonction de l'effet de déplacement et de la perte sèche qui ont été enregistrés. Les estimations de coût sont quelque peu gonflées dans la mesure où elles ne tiennent pas compte de la hausse des recettes fiscales découlant d'un accroissement de l'emploi, ni de la diminution des paiements de transfert qui en résulte également. Même sans faire les rajustements requis pour tenir compte de ces omissions, il ressort clairement que le PCIE a favorisé la création d'emplois dans le secteur privé à un coût moindre que d'autres mesure de création d'emplois, malgré les effets de déplacement et de substitution, et les gains inattendus qu'ont pu en retirer certains employeurs.

- La période pour laquelle nous disposions de données sur l'expérience des participants après leur sortie du programme était trop brève pour nous permettre de tirer des conclusions sûres, mais notre analyse a néanmoins révélé que le PCIE n'a pas amélioré la probabilité d'emploi future des participants. Les résultats indiquent que le PCIE n'a pas non plus contribué à faire augmenter le salaire hebdomadaire des participants dans leurs emplois subséquents. Il semble toutefois que le PCIE ait eu une incidence favorable sur la durée d'emploi après la participation au programme. De façon générale, l'impression qui se dégage est que le PCIE ne semble pas avoir amélioré sensiblement les possibilités d'emploi des participants. Cette constatation n'est pas étonnante puisque les participants étaient des travailleurs qui touchaient non seulement un modeste salaire, mais qui avaient aussi eu passablement de difficulté

à se trouver du travail durant les années, précédant leur adhésion au programme.

Notre évaluation du PCIE débouche sur un verdict inconcluant. Mais, tout considéré, nous estimons qu'il s'agit d'un mécanisme d'intervention qui offre des perspectives intéressantes. Le PCIE n'a évidemment pas amélioré la valeur du travailleur sur le marché du travail, mesurée en fonction de ses possibilités d'emploi et de rémunération futures, et il n'a pas créé autant d'emplois qu'on l'a prétendu. Selon ces critéres, cependant, les résultats du PCIE n'ont pas été pires que ceux d'autres mesures de création directe d'emplois. Sur certains plans, ils ont même été meilleurs. La supériorité du PCIE découle du fait que les emplois qu'il aide à créer sont assortis d'importants avantages nets pour la société. Le PCIE répond non seulement au critère d'efficience, mais aussi à celui de l'équité parce qu'il contribue à réorienter la demande vers la main-d'œuvre non qualifiée.

Le bilan

Notre évaluation du PCIE a fait ressortir quelques aspects complexes des programmes de subventions à l'emploi, de même que les arbitrages qu'ils supposent. Les subventions axées sur la création de nouveaux emplois présentent plusieurs caractéristiques intéressantes.

En premier lieu, ces subventions sont un moyen attrayant d'appliquer une politique d'emploi parce qu'elles constituent un mécanisme direct et visible et qu'elles engendrent souvent une hausse rapide de l'emploi (ce point a également été soulevé par Donner et Kliman, 1985).

En deuxième lieu, les subventions à la création de nouveaux emplois sont également intéressantes du point de vue politique, dans la conjoncture actuelle, parce qu'elles peuvent servir à accroître la production dans le secteur privé. Il est reconnu que les mesures prises par le gouvernement ne sont pas toujours motivées uniquement par des facteurs économiques, mais aussi par des considérations politiques et sociales.

En troisième lieu, les subventions à la création d'emplois peuvent atténuer l'effet de distorsion sur le marché du travail qu'ont d'autres politiques gouvernementales. Par exemple, ces subventions peuvent diminuer l'impact des lois touchant le salaire minimum ou d'autres mesures faisant obstacle au rajustement à la baisse des taux de salaires. En théorie, une subvention salariale d'un montant approprié pourrait réussir à annuler tout effet négatif sur l'emploi d'une loi sur le salaire minimum.

En quatrième lieu, les subventions à la rémunération sont un outil d'intervention souple qui peut être employé de différentes façons. Les principales variantes sont les subventions salariales à caractère général et les subventions axées sur la création de nouveaux emplois. La première s'applique à l'ensemble de la masse salariale, de sorte qu'elle touche tant les travailleurs déjà embauchés que les nouveaux employés. Une subvention à la création de nouveaux emplois s'applique au coût des salaires des travailleurs qui viennent s'ajouter aux effectifs habituels. Cette dernière forme de subvention est celle qui présente le plus grand intérêt et elle peut être utilisée à trois fins : elle peut viser à accroître le nombre total d'emplois, à éviter ou à retarder des licenciements, ou à embaucher des travailleurs appartenant à des groupes cibles. Une subvention à l'embauche est moins intéressante parce qu'elle se rapporte à un travailleur en particulier plutôt qu'à l'accroissement global des effectifs, de sorte qu'elle incite les employeurs à augmenter le roulement de la main-d'œuvre. Le PCIE récemment mis en œuvre au Canada est un exemple de programme de subventions axées sur l'accroissement du nombre total d'emplois.

En cinquième lieu, les subventions à l'accroissement de l'emploi peuvent constituer un mécanisme anticyclique susceptible de hausser ou de protéger le niveau de l'emploi en période de récession. Tant les subventions destinées à éviter le licenciement de travailleurs excédentaires que les subventions axées sur l'accroissement du nombre d'emplois peuvent contribuer à maintenir ou à augmenter le niveau global de l'emploi. Ainsi, certains ont proposé d'offrir des subventions salariales aux entreprises qui projettent des mises à pied, en périodes de chômage élevé où il est beaucoup plus difficile pour les chômeurs de se trouver du travail. Les subventions sur les salaires sont un moyen d'éviter l'encombrement des marchés du travail locaux parce qu'elles permettent d'échelonner le licenciement de la main-d'œuvre excédentaire (Parsons, 1980). Il faut toutefois noter que les subventions visant à éviter les licenciements risquent de retarder les rajustements structurels souhaitables à la fois pour les entreprises et les travailleurs. Par ailleurs, les subventions à la création d'emplois favorisent les entreprises en expansion plutôt que celles qui sont faibles ou en déclin. Du point de vue de l'affectation des ressources, les subventions à la création d'emplois sont donc préférables à celles qui visent à redéployer les effectifs ou à éviter les licenciements (OCDE, 1982, p. 12).

En sixième lieu, les subventions à la création de nouveaux emplois peuvent contribuer à un objectif structurel en favorisant un accès plus équitable à l'emploi. Elles peuvent être conçues de manière à accroître la demande pour les travailleurs appartenant à des groupes qui connaissent un

taux de chômage élevé, ou dirigées vers des régions qui enregistrent un chômage structurel supérieur à la moyenne. L'expérience récente a fait ressortir que les subventions à l'emploi ne prennent pas la forme d'une subvention générale que l'employeur admissible peut appliquer à tout employé ni même à tout travailleur peu qualifié qu'il engage. Ces subventions sont plutôt étroitement axées sur des groupes socio-économiques bien définis. Le PCIE au Canada ainsi que le programme de crédits d'impôt à la création de nouveaux emplois aux États-Unis ont fait exception à cette règle, dans la mesure où ils ne visaient pas de groupes cibles particuliers. Il est toutefois important de signaler que, même s'il n'était pas axé sur un groupe précis de chômeurs, le PCIE visait davantage les travailleurs à faible revenu en raison du fait qu'il prévoyait un montant fixe pour tout travailleur admissible, sans égard à son niveau de salaire.

En septième lieu, les subventions visant à accroître l'emploi chez certains groupes cibles peuvent faire augmenter l'emploi, à court terme, en provoquant de moins fortes pressions inflationnistes. À long terme, elles peuvent abaisser le seuil auquel le taux de chômage commence à exercer une pression inflationniste ou le potentiel de chômage correspondant à la situation d'équilibre dans l'économie. Les données disponibles montrent qu'une subvention à l'emploi dirigée vers des groupes cibles peut faire baisser le taux de chômage d'un demi-point de pourcentage sans accentuer l'inflation (Haveman et Palmer, 1982, p. 14).

En huitième lieu, les programmes de subventions à l'emploi répondent au critère rigoureux de l'efficience économique, du point de vue des coûts et des avantages qu'ils comportent pour la société. Notre analyse indique que le PCIE est un programme efficient sur le plan social.

En neuvième lieu, les subventions à l'emploi axées sur des groupes particuliers jouent un rôle important parce qu'elles permettent de poursuivre simultanément des objectifs d'équité. Elles contribuent à modifier la répartition du revenu en réorientant en partie la demande vers les travailleurs peu qualifiés touchant de faibles salaires.

Enfin, les subventions à la création d'emplois semblent être un moyen plus efficace et moins coûteux que d'autres mesures de création d'emplois. Ces programmes de subventions ne paraissent pas contribuer beaucoup au déficit budgétaire; signalons à cet égard qu'il serait possible, en principe, de concevoir un régime de subventions à l'emploi qui aurait une incidence neutre sur le budget. Les données se rapportant au PCIE montrent que le montant des crédits d'impôt réclamés pendant la durée du programme n'est pas très élevé. De 1978 à 1984, les crédits d'impôt réclamés par les entreprises participantes ont totalisé 93,6 millions de dollars.

Les programmes de subventions à l'emploi posent cependant deux problèmes importants. Premièrement, leur incidence nette sur l'emploi est généralement limitée à cause de l'effet de déplacement et de la perte sèche qu'ils engendrent. Les résultats de l'analyse que nous avons faite du PCIE confirment cette observation. Deuxièmement, en règle générale, les programmes temporaires de subventions à l'emploi ne prévoient pas de formation en milieu de travail ou ne contribuent pas à améliorer les aptitudes des participants ou leurs possibilités futures d'emploi. Cette observation est également confirmée par les résultats de notre analyse.

Dans l'ensemble, nous sommes d'avis qu'un programme bien conçu de subventions à la création d'emplois peut jouer un rôle important en périodes de chômage élevé. Ces subventions sont particulièrment efficaces durant la phase d'expansion et la phase de ralentissement du cycle économique. Toutefois, nous ne voulons certainement pas prétendre que les subventions à l'emploi constituent un remède universel pour les problèmes liés au marché du travail. Nous ne cherchons pas non plus à faire valoir que ces subventions présentent plus d'avantage qu'une politique globale de gestion de la demande. À notre avis, les subventions à l'emploi devraient servir à compléter plutôt qu'à remplacer des mesures macro-économiques bien conçues et des mesures plus sélectives favorisant les rajustements et une bonne affectation des ressources sur le marché du travail. La question se résume donc à bien coordonner les mesures macro-économiques et micro-économiques. Cependant, les résultats de l'expérience au Royaume-Uni n'ont rien d'encourageant. Depuis les années 70, il y a eu une forte augmentation du chômage au Royaume-Uni. Certains observateurs soutiennent que ce phénomène est l'aboutissement de ce qu'on a appelé « l'expérience britannique », en vertu de laquelle la politique macro-économique a été axée sur la lutte contre l'inflation, tandis que la politique micro-économique avait pour objectif d'accroître l'emploi et d'améliorer la souplesse des marchés du travail.

À l'heure actuelle, le Canada connaît des taux de chômage élevés persistents. D'après les estimations les plus généralement acceptées, la portion du taux de chômage qui est attribuable à l'insuffisance de la demande s'élève à environ 4 %, le reste étant de nature frictionnelle ou structurelle ou, le cas échéant, imputable aux salaires réels (Fortin, 1986). Le groupe des jeunes travailleurs, soit ceux qui ont entre 15 et 24 ans, est celui qui affiche le taux de chômage le plus élevé. La composition du chômage

présente trois caractéristiques supplémentaires. Premièrement, il existe un groupe de travailleurs marginaux qui occupent un emploi et le quittent, parfois à plusieurs reprises durant la même année, et qui représentent une proportion importante du chômage total. Deuxièmement, les périodes de chômage sont, dans la plupart des cas, de courte durée. Troisièmement, bien qu'ils ne constituent qu'un faible pourcentage des sans emplois, les travailleurs qui sont en chômage durant de longues périodes, représentent une part importante du chômage total. Selon un rapport publié en 1982 par le Conseil économique du Canada, « l'ampleur du chômage de longue durée serait étroitement liée à la disponibilité des emplois au sein de l'économie » (p. 70).

Compte tenu de ce qui précède, un programme bien conçu de subventions à la création d'emplois dans le secteur privé, qui viserait surtout les travailleurs en chômage durant de longues périodes et d'autres groupes (notamment les jeunes), conjugué avec une solide politique macro-économique et des mesures sélectives touchant le marché du travail, contribuerait à réduire le chômage cyclique et structurel sans accentuer l'inflation. Puisque les programmes de ce genre ne fournissent pas une formation adéquate en milieu de travail et placent souvent les travailleurs dans des emplois sans avenir – comme l'a montré l'expérience du PCIE – ils pourraient être jumelés à des programmes de formation conçus plus particulièrement pour les jeunes. En Suède, un programme de subventions à l'emploi récemment mis en œuvre oblige les entreprises à offrir à leurs nouveaux employés une formation d'au moins deux mois, pour laquelle tout coût supplémentaire était couvert par une subvention. Dans le rapport de la Commission royale sur l'union économique et les perspectives de développement du Canada (Commission Macdonald), il a été recommandé de mettre en place un programme général d'apprentissage en milieu de travail, semblable à celui qui existe en Allemagne, en reprenant la formule du PCIE et en l'axant sur les jeunes. Il a aussi été recommandé de rendre le programme accessible aux femmes qui entrent sur le marché du travail ou qui y retournent après l'avoir quitté pour des raisons d'ordre familial (1985, vol. 2, p. 840).

Dans son rapport, la Commission Macdonald a également préconisé un recours limité à un programme de subventions salariales transférables (avec remise de bons aux travailleurs visés, par exemple) qui s'insérerait dans la stratégie d'ensemble du Programme temporaire d'assistance au recyclage (PTAR). « Les prestataires du PTAR seront probablement restés sans emploi durant longtemps et seront pour la plupart des personnes plus âgées. Ils risquent donc d'être désavantagés par rapport à d'autres dans la recherche d'un emploi. On pourrait atténuer grandement ou même éliminer ce désavantage en leur accordant une subvention salariale qu'ils pourraient emporter avec eux » (1985, vol. 2, p. 680).

Enfin, la création proposée de « zones d'entreprises » a suscité un certain intérêt aux États-Unis et en Grande-Bretagne. Dans ces pays, on a mis en place des programmes destinés à stimuler la création d'emplois dans les zones urbaines en déclin – aux prises avec des taux de chômage élevés – par l'établissement de « zones d'entreprises spéciales » où les entrepreneurs peuvent obtenir un crédit d'impôt à l'emploi ainsi que d'autres avantages. Les résultats d'une étude récente aux États-Unis montrent que les zones d'entreprises établies par diférents États connaissent du succès (Weiner, 1985).

Les leçons à retenir pour les programmes futurs

Quelles leçons pouvons-nous tirer, en ce qui a trait à la conception et à l'efficacité des programmes, des initiatives prises au Canada et aux États-Unis au cours des dernières années et de la plus vaste expérience acquise en Europe de l'Ouest dans le domaine des subventions à l'emploi ? Le défi est d'en arriver à concevoir un programme de subventions à l'emploi qui puisse être appliqué avec la plus grande latitude possible tout en ayant un effet net maximal sur l'emploi, sans entraîner de déboursés massifs pour l'État. Dans un rapport intitulé *Pénuries et carences*, le Conseil économique du Canada a proposé une série de mesures destinées à améliorer l'efficacité des programmes de subventions salariales. Dans cet ordre d'idées, voici un bref sommaire de ce qu'il faut retenir des résultats de notre analyse.

Premièrement, un des obstacles à la participation aux programmes de subventions à l'emploi comme le PCIE est que l'existence et les règles de ces programmes sont généralement mal connues et que la participation à ceux-ci occasionne certains coûts initiaux. D'après une étude récente sur les programmes de subventions salariales aux États-Unis, la mesure dans laquelle les employeurs connaissent les programmes de subventions à l'emploi et sont disposés à les utiliser dépend en grande partie des efforts déployés par les administrateurs locaux de ces programmes pour mieux les faire connaître. Les services d'emploi peuvent contribuer beaucoup à hausser le taux de participation des employeurs à ces programmes, en les aidant à sélectionner et à embaucher les travailleurs qui sont admissibles (Bishop et Montgomery, 1986).

Deuxièmement, il est important que les modalités du programme soient simples afin d'en réduire les coûts d'administration, éviter la multiplicité des objectifs et faciliter le plus possible la tâche de l'employeur. Il y a lieu également d'éliminer toute possibilité de conflit avec d'autres organismes publics.

Troisièmement, l'expérience passée révèle que la plupart des programmes de subventions sur les salaires adoptés à ce jour renfermaient une combinaison de mesures anticycliques et structurelles. À notre avis, la poursuite d'un double objectif nuit à l'efficacité du programme. Pour réduire le chômage cyclique, il semble préférable d'adopter un programme sur le modèle du PCIE à l'intention de tous les sans emplois. Par contre, les programmes destinés à des groupes cibles permettront d'atteindre des objectifs à caractère structurel, c'est-à-dire d'améliorer le fonctionnement du marché du travail et de réduire le chômage structurel.

Quatrièmement, il faut éviter d'axer ces programmes sur des objectifs socio-économiques trop étroits parce qu'il est peu probable qu'ils produisent l'effet recherché, qui est d'accroître le niveau d'emploi parmi les travailleurs visés. Une enquête récemment effectuée aux États-Unis a révélé que les entreprises préféraient nettement les programmes de portée plus générale (O'Neil, 1982). Dans le cas du PCIE, les employeurs se sont opposés à l'obligation de ne recruter que des travailleurs en chômage depuis au moins huit semaines. Par la suite, la période d'admissibilité à été ramenée à deux semaines. À notre avis, ce genre de problèmes peut être surmonté par un relèvement des taux de subvention et en faisant appel à l'initiative des administrateurs locaux des programmes et des bureaux d'emploi, comme nous l'avons mentionné précédemment.

Cinquièmement, certains observateurs prétendent que les subventions à l'emploi sous la forme d'un crédit d'impôt ne peuvent avoir un effet déterminant sur le comportement des entreprises qui ne réalisent pas de bénéfices et qui, par conséquent, n'ont pas un fardeau fiscal suffisamment élevé. Ces entreprises seraient exclues d'un programme de crédit d'impôt, à moins que ce dernier ne soit remboursable. Dans le cadre du PCIE, on a tenté de contourner cette difficulté en permettant aux entreprises de reporter le crédit, en totalité ou en partie, pour une période maximale de cinq ans. Les auteurs d'une étude sur le programme de crédits d'impôt à la création de nouveaux emplois aux États-Unis ont affirmé que cette formule rendait le programme moins efficace à cause de la séparation qui existe entre les services de l'exploitation et des finances dans les grandes entreprises. Selon eux, le service de l'exploitation – qui a la responsabilité de l'établissement des prix, de la production et de l'embauche – est totalement indépendant du service des finances, de qui relèvent les questions touchant à l'impôt fédéral sur le revenu.

> On considère généralement que les questions d'ordre financier doivent être confiées à un spécialiste, et c'est pourquoi le comptable ou le directeur financier de l'entreprise en est habituellement chargé. Mais parce qu'ils étaient des spécialistes, les comptables et les responsables des finances dans les entreprises n'ont pas toujours été en mesure d'évaluer toutes les répercussions du programme au niveau des prix et de l'emploi. Par conséquent, ils n'ont pas toujours informé les autres gestionnaires des détails du programme de crédit d'impôt ou même, dans certains cas, ne les ont pas mis au courant du crédit d'impôt avant la fin de l'année fiscale (Tannenwald, 1982, p. 31).

Dans son rapport de 1982, le Conseil économique a fait valoir que la formule du crédit d'impôt était intéressante en raison de sa simplicité. Le Conseil a fait une distinction très nette entre la dimension à court terme et la dimension à long terme de cette question. La formule du crédit d'impôt pourrait être retenue pour un programme temporaire visant à régler un problème de courte durée. Dans le cas d'un programme à long terme, toutefois, il était recommandé « que le gouvernement fédéral prenne des mesures pour mettre en place les mécanismes administratifs nécessaires à l'établissement d'un système comportant des subventions directes à la création d'emplois » (p. 118).

Enfin, est-il préférable de rattacher les subventions aux travailleurs plutôt que de les destiner directement à l'employeur ? Les subventions versées aux employeurs, comme dans le cas du PCIE, agissent du côté de la demande du marché du travail et sont souvent limitées aux entreprises qui embauchent des travailleurs supplémentaires ou accroissent l'emploi total. Le travailleur est un participant passif qui n'est pas nécessairement informé – comme ses collègues d'ailleurs – qu'il est l'objet d'une subvention. En revanche, les subventions salariales rattachées aux employés produisent leur effet par l'intermédiaire de l'offre sur le marché du travail. En accroissant l'offre de main-d'œuvre aux niveaux de salaire avant subvention qui prévalent, les programmes de subventions axées sur l'employé peuvent abaisser les niveaux de salaire que l'employeur doit effectivement payer et, partant, faire augmenter l'emploi. Dans un programme de ce genre, tout travailleur appartenant à l'un des groupes visés reçoit généralement un bon qui indique que tout employeur disposé à l'embaucher aura droit à une subvention sous la forme prescrite (par example, le Programme canadien de subventions salariales transférables). Certains ont fait valoir que, selon les causes qui sont à l'origine du chômage du groupe visé, les subventions salariales rattachées aux

travailleurs peuvent constituer un moyen plus efficace d'accroître l'emploi chez les travailleurs défavorisés que les subventions versées directement aux employeurs (Lerman, 1982).

Un programme de subventions axées sur les travailleurs soulève plusieurs questions. La principale est la suivante : le programme sera-t-il perçu comme une mesure susceptible d'étiqueter les participants comme des « perdants » (Haveman, 1980; Haveman et Saks, 1985) ? Rien dans les données disponibles sur ces programmes au Canada n'indique que ce n'est le cas. Dans une expérience contrôlée récemment effectuée aux États-Unis en vue de vérifier l'efficacité d'un programme de subventions salariales axées sur les employés, on a constaté que les personnes à la recherche d'un emploi qui étaient munies de bons fictifs et indiquaient à l'employeur qu'elles étaient admissibles à une généreuses subvention salariale avaient beaucoup moins de chance de trouver du travail que celles qui se présentaient sans un tel bon (Burtless, 1985). L'auteur de l'étude a avancé que les bons stigmatisaient les personnes qui les utilisaient dans la recherche d'un emploi, et fournissaient aux employeurs un mécanisme de sélection discriminatoire à l'égard des travailleurs économiquement défavorisés.

Signalons en guise de conclusion que la présente étude fournit une grande quantité de données nouvelles sur les répercussions économiques des subventions à la création d'emplois. Les conclusions que nous pouvons tirer au sujet de l'efficacité du programme sont moins probantes qu'on ne le souhaiterait, mais les résultats obtenus ont permis d'éclairer d'importants aspects des politiques de subventions de ce genre.

Appendices

Appendice A

Tableau A-1

Sommaire des principaux programmes de subventions à l'emploi dans certains pays industrialisés, 1970-1983

	Programme	Objectif	Employés admissibles	Employeurs admissibles	Subventions	
					Montant	Durée
Canada	Programme de formation de la main-d'œuvre (introduit en 1974)	Recrutement et redéploiement de la main-d'œuvre; formation en cours d'emploi.	Les personnes embauchées par le biais des centres de main-d'œuvre.	Les employeurs du secteur privé.	L'employeur se voit rembourser un pourcentage de ses coûts salariaux (variant entre 40 et 85 %).	Jusqu'à 52 semaines.
	Programme de formation et d'expérience professionnelles (1977-1979)	Création d'emplois; les employeurs acceptent de considérer les participants pour un emploi permanent à la fin de la période de formation.	Les moins de 25 ans enregistrés comme chômeurs depuis au moins trois mois et qui ont peu de chance de se trouver un emploi régulier.	Les employeurs du secteur privé.	50 % du salaire horaire jusqu'à concurrence de 1,50 $/h, avec un maximum de 1 560 $ par employé.	26 semaines.
	Programme de crédit d'impôt à l'emploi (introduit en 1978)	Création d'emplois.	Les personnes officiellement en chômage depuis au moins deux semaines.	Les employeurs du secteur privé; toutes les entreprises, sauf les agences de travail temporaire et les entreprises existant depuis moins de six mois.	Selon la région, les entreprises reçoivent un crédit d'impôt imposable allant de 1,50 $ à 2,00 $ l'heure; pour une valeur avant impôt de 4 160 $ par personne.	12 mois.
	Programme d'emploi pour les nouvelles technologies (mis en œuvre en 1980)	Recrutement; recherche et développement.	Les diplômés hautement qualifiés des domaines scientifiques et techniques qui ne peuvent pas trouver un emploi dans leur discipline.	Les entreprises du secteur privé qui emploient habituellement moins de 300 travailleurs; les instituts de recherche; les sociétés d'État sans but lucratif; les universités et les collèges communautaires; les propriétaires d'entreprises personnelles; les associations et les organismes communautaires.	75 % du salaire de chaque employé admissible; contribution maximale de 290 $ par semaine par emploi.	Au plus 12 mois.

Tableau A-1 (suite)

	Programme	Objectif	Employés admissibles	Employeurs admissibles	Subventions	
					Montant	Durée
Canada	Programme de subvention salariale transférable (introduit en mars 1981)	Recrutement; régions ou industries désignées; adaptation de la main-d'œuvre.	Les travailleurs déplacés de 45 ans ou plus; le travailleur doit être à l'emploi d'une entreprise depuis deux ans dans une industrie et une collectivité désignées aux termes de PAIM, ou d'une entreprise couverte par un accord avec le Service consultatif de la main-d'œuvre.	Les employeurs du secteur privé.	2,00 $ l'heure par participant jusqu'à concurrence de 40 heures par semaine; les participants admissibles reçoivent des attestations de subventions à l'emploi.	Jusqu'à 12 mois.
	Programme à l'intention des personnes défavorisées sur le plan de l'emploi (lancé en mai 1981)	Recrutement; aider les Canadiens défavorisés sur le plan de l'emploi à utiliser au maximum leur potentiel.	Les personnes handicapées sur les plans physique et mental et d'autres personnes sans travail qui éprouvent de graves difficultés à trouver et à garder un emploi.	Les employeurs du secteur privé.	85 % du salaire brut, diminuant graduellement par la suite à 50 % et à 25 %.	65 semaines pour les handicapés et 39 semaines pour les autres travailleurs défavorisés sur le plan de l'emploi.
	Accès-carrières (introduit en septembre 1983)	Recrutement.	Les travailleurs inexpérimentés, handicapés ou qui doivent surmonter d'autres obstacles à l'emploi; les travailleurs plus âgés désignés en vertu du PAIM, du Programme canadien de renouveau industriel ou par le SCM; les étudiants travaillant dans le cadre de leur programme d'études.	Les entreprises, organisations et individus en affaires depuis au moins six moins; les municipalités et les ministères et organismes fédéraux dans le cas des étudiants qui ont l'intention de poursuivre leurs études.	85 % des coûts salariaux bruts de l'employeur, jusqu'à concurrence de 500 $ par semaine; contribution maximale de 15 000 $ par employé.	Jusqu'à 12 mois.
États-Unis	Programme des possibilités d'emploi dans le secteur des entreprises (de 1968 à 1973)	Recrutement.	Les travailleurs défavorisés et les chômeurs.	Les employeurs du secteur privé.		
	Programme du crédit d'impôt d'incitation au travail (WIN) (introduit de façon permanente en 1971)	Recrutement; l'employé doit occuper le poste pendant au moins 30 jours consécutifs.	Les récipiendaires de l'aide sociale.	Les employeurs du secteur privé.	L'employeur reçoit un crédit d'impôt égal à 50 % du salaire de la première année (jusqu'à concurrence de 6 000 $) et à 25 % du salaire de la seconde année (jusqu'à concur-	Deux ans (un an pour les employés de maison).

Tableau A-1 (suite)

	Programme	Objectif	Employés admissibles	Employeurs admissibles	Subventions	
					Montant	Durée
États-Unis					rence de 6 000 $); un crédit d'impôt de 35 %, applicable à la première tranche de 6 000 $ du salaire annuel, est accordé dans le cas des employés de maison.	
	Programme de crédit d'impôt sur le revenu gagné (introduit en 1974)	Retrutement.	Les travailleurs à faible revenu ayant des enfants à charge de moins de 18 ans.	Les employeurs des secteurs public et privé.	Le travailleur reçoit 10 % de la première tranche de 4 000 $ de revenu gagné.	
	Crédit d'impôt à la création d'emplois (1977 et 1978)	Création d'emplois; applicable aux augmentations en sus de 102 % du salaire de base de l'année précédente.	Aucune restriction.	Les employeurs du secteur privé.	L'employeur reçoit un crédit d'impôt égal à 50 % des premiers 4 200 $ versés à chaque nouvel employé; le crédit d'impôt atteint 60 % dans le cas des travailleurs handicapés.	Un an.
	Projet pilote d'incitation à l'intention des jeunes (de 1978 à 1980)	Recrutement.	Les jeunes de 16 à 19 ans défavorisés sur le plan économique.	Les employeurs des secteurs public et privé dans 17 régions désignées où est réalisé le projet d'aide.	Subvention salariale de 100 %; il s'agit d'un programme expérimental garantissant aux jeunes un emploi à temps partiel pendant l'année scolaire et un emploi à temps plein l'été.	Variable.
	Crédit d'impôt à l'emploi ciblé (introduit en 1979)	Recrutement; toutefois, le crédit d'impôt était limité pour éviter que les travailleurs visés n'en déplacent d'autres.	Les récipiendaires de l'aide sociale, handicapés, vétérans du Vietnam et jeunes.	Les employeurs du secteur privé.	L'employeur reçoit un crédit d'impôt égal à 50 % du salaire de la première année (jusqu'à concurrence de 6 000 $) et à 25 % des salaires de la seconde année (jusqu'à concurrence de 6 000 $).	Deux ans.
	Crédit d'impôt à l'emploi d'été (introduit en 1983)	Recrutement; axé sur les emplois d'été.	Les jeunes de 16 et 17 ans défavorisés sur le plan économique.	Les employeurs du secteur privé.	L'employeur reçoit un crédit d'impôt égal à 85 % du salaire (jusqu'à concurrence de 3 000 $).	L'été.
Royaume-Uni	Subvention de recrutement pour	Recrutement.	Les étudiants de moins de 20 ans	Les employeurs du secteur privé.	L'employeur reçoit 5 £ par semaine,	Six mois.

Tableau A-1 (suite)

	Programme	Objectif	Employés admissibles	Employeurs admissibles	Subventions	
					Montant	Durée
Royaume-Uni	les étudiants qui quittent l'école (1975 et 1976)		qui quittent l'école et dont l'expérience professionnelle est inférieure à six semaines.		par travailleur.	
	Subvention à l'emploi temporaire (de 1975 à 1979)	Pour faciliter le redéploiement de la main-d'œuvre.	Aucune restriction.	Les employeurs du secteur privé; au début, dans des régions désignées; par la suite, cette restriction a été levée; au moins 10 travailleurs doivent risquer de devenir excédentaires.	Les entreprises recevaient 20 £ par semaine pour les douze premiers mois (soit l'équivalent de 30 à 40 % du salaire moyen dans le secteur manufacturier); elles recevaient 10 £ par semaine pour une période additionnelle de six mois.	18 mois.
	Subvention à l'emploi des jeunes (de 1976 à 1978)	Recrutement.	Les personnes de moins de 20 ans inscrites au chômage depuis au moins six mois.	Les employeurs du secteur privé et les industries nationalisées.	Les entreprises recevaient 10 £ par travailleurs, par semaine.	26 semaines.
	Subvention à l'emploi dans les petites entreprises (de 1977 à 1980)	Création d'emplois.	Aucune restriction.	Les employeurs du secteur privé; les entreprises manufacturières dans les régions désignées comptant moins de 50 employés; par la suite, cette restriction a été modifiée pour s'appliquer aux entreprises comptant jusqu'à 200 employés.	Les entreprises recevaient 20 £ par semaine (l'équivalent de 30 % du salaire moyen dans le secteur manufacturier).	26 semaines.
	Subvention à l'emploi des adultes (1978 et 1979)	Recrutement.	Les travailleurs adultes en chômage depuis au moins 12 mois.	Les employeurs du secteur privé.	Les employeurs recevaient 20 £ par semaine.	26 semaines.
	Programme de rémunération de courte durée (1978 et 1979)	Redéploiement de la main-d'œuvre par des mesures favorisant le travail partagé.	Aucune restriction.	Industries du textile, du vêtement et de la chaussure.	75 % du salaire habituel du travailleur, plus les contributions afférentes au régime national d'assurance-chômage.	Non déterminé.
	Programme de possibilités d'emploi pour les jeunes (1978 à 1982)	Recrutement.	Les jeunes en chômage, la priorité étant accordée à ceux qui quittent l'école.	Les employeurs des secteurs public et privé.	Le jeune travailleur reçoit une aide non imposable de 25 £ par semaine; l'employeur reçoit	Un an.

Tableau A-1 (suite)

	Programme	Objectif	Employés admissibles	Employeurs admissibles	Subventions	
					Montant	Durée
Royaume-Uni					l'équivalent des frais d'administration et de certains frais généraux.	
	Programme de compensation temporaire et de courte durée (1979-1984)	Redéploiement de la main-d'œuvre par des mesures favorisant le travail partagé.	Les personnes de 19 à 24 ans en chômage depuis six mois, et les travailleurs âgés en chômage depuis 12 mois.	Les employeurs du secteur privé.	Les employés doivent toucher 75 % de leur salaire habituel pour leurs journées sans travail; les employeurs reçoivent la moitié de ce 75 %, y compris la moitié des contributions au programme national d'assurance-chômage; la subvention fut réduite à 50 % pour les demandes reçues après novembre 1980.	De 6 à 12 mois (selon la date de réception de la demande).
	Programme d'aide aux jeunes travailleurs (introduit en 1982)	Recrutement.	Les jeunes travailleurs de moins de 18 ans.	Les employeurs du secteur privé.	Les employeurs reçoivent 15 £ par semaine pour les travailleurs dont le revenu brut est inférieur à 40 £ par semaine; ils touchent 7,5 £ par semaine pour les travailleurs dont le revenu brut est de 40 à 45 £ par semaine.	12 mois.
	Programme de formation des jeunes (introduit en 1983)	Offrir une formation liée au travail.	Les jeunes.	Les employeurs du secteur privé.	L'employeur touche 1 950 £ par stagiaire.	12 mois.
	Programme de travail partagé (introduit en 1983)	Recrutement ou redéploiement de la main-d'œuvre; le partage de l'emploi peut permettre de recruter une personne en chômage ou d'empêcher un employé de devenir excédentaire.	Les travailleurs en chômage ou les employés risquant de devenir excédentaires.	Les employeurs du secteur privé.	L'employeur reçoit une subvention de 750 £ par emploi partagé.	
Japon	Subvention d'adaptation à l'emploi au Japon (mis en œuvre en 1975)	Pour faciliter le redéploiement de la main-d'œuvre.	Aucune restriction.	Les employeurs du secteur privé; les entreprises de certaines industries désignées qui	La moitié des indemnités de départ ou du salaire (les deux tiers dans le cas des petites et	200 jours.

Tableau A-1 (fin)

	Programme	Objectif	Employés admissibles	Employeurs admissibles	Subventions	
					Montant	Durée
Japon				versent des indemnités de départ ou qui offrent une formation en période de rajustement de la production ou de conversion de l'entreprise.	moyennes entreprises), plus, le cas échéant, une partie des frais de formation.	
	Subvention de création d'emplois pour les personnes d'âge mûr ou les personnes âgées du Japon (introduite en 1977 et élargie en 1979)	Recrutement; les employeurs doivent accroître le nombre ou le pourcentage des travailleurs âgés.	Les travailleurs d'âge moyen ou les travailleurs âgés (ayant entre 45 et 65 ans).	Les employeurs du secteur privé.	Les trois cinquièmes du salaire des travailleurs d'âge mûr ou des travailleurs âgés (la moitié, pour les six derniers mois); les quatre cinquièmes pour les petites et moyennes entreprises (les deux tiers, pour les six derniers mois).	12 mois pour les travailleurs ayant entre 45 et 55 ans; 18 mois pour les travailleurs ayant entre 55 et 65 ans.
	Subvention de création d'emplois dans certaines industries périclitantes du Japon (lancé en 1978)	Recrutement; les employeurs doivent offrir des emplois réguliers, plus le perfectionnement et la formation.	Les travailleurs déplacés de certaines industries en déclin; actuellement, 39 industries, dont celle des chantiers navals, sont considérées comme périclitantes.	Les employeurs du secteur privé.	La moitié du salaire (les deux tiers dans le cas des petites et moyennes entrerpises), plus une partie spécifique du coût de formation.	Six mois.
	Subvention de création d'emplois dans certaines régions en difficulté (lancée en 1978)	Recrutement; l'employeur doit avoir recours aux services du bureau de sécurité de l'emploi.	Les chômeurs de 35 ans et plus.	Les employeurs du secteur privé; les entreprises des régions en difficulté.	15 000 yens par travailleur, par mois.	12 mois.

SOURCE Nations unies, 1984; OCDE, 1982; Haveman et Christiansen, 1978; et Emploi et Immigration Canada, *Rapport annuel*, diverses années.

Appendice B

La mesure du coût d'option social de l'emploi temporaire

Dans cet appendice, nous décrivons le modèle que nous employons dans le chapitre pour exprimer le coût d'option social d'un emploi créé grâce au programme du crédit d'impôt à l'emploi (PCIE).

Le modèle de base

1 Le modèle peut être considéré comme un modèle à deux secteurs d'une région ou d'un marché géographique. Le secteur I (le secteur permanent) emploie L_1 travailleurs qualifiés et $\overline{K}_1$ unités de facteurs dont la quantité n'augmente pas (par exemple, les richesses naturelles) propres au secteur I, tandis que le secteur II (le secteur temporaire) emploie N_2 travailleurs non qualifiés avec une quantité fixe de facteurs qui ne peuvent pas augmenter $\overline{K}_2$. Chaque secteur produit un bien différent. Nous supposons que les deux secteurs sont concurrentiels. Pour faire ces hypothèses de production de type ricardien, nous faisons abstraction du capital comme facteur de production. Nous faisons implicitement l'hypothèse que le capital est parfaitement mobile d'un secteur à l'autre et est affecté de façon efficiente.

2 Nous prenons pour acquis que la région visée est petite et que les prix de ses extrants sont fixes en raison du commerce international.

3 Dans le secteur permanent, le taux de salaire est déterminé par les prix du marché, au point d'équilibre de la demande et de l'offre de travail. Nous faisons l'hypothèse que le taux de salaire dans le secteur temporaire est fixé à un niveau supérieur à celui de l'équilibre de plein-emploi. Nous supposons aussi que le « plancher » de ce salaire est déterminé par les lois sur le salaire minimum. Il en résulte du chômage dans le secteur temporaire.

4 Pour plus de simplicité, nous présumons que l'utilité des travailleurs est liée de façon linéaire à la valeur prévue des salaires et à la valeur du temps de loisir ou temps non rémunéré. Ainsi, dans le secteur permanent (où existe le plein-emploi), l'utilité ne dépend que du taux de salaire. Dans le secteur temporaire, l'utilité attendue correspond à une moyenne pondérée du taux de salaire et de la valeur du temps de loisir ou temps non rémunéré. Nous supposons que chaque travailleur a la même probabilité d'obtenir un emploi, et les pondérations sont donc respectivement la probabilité d'avoir un emploi et la probabilité d'être chômeur. Dans le secteur temporaire, nous faisons l'hypothèse que le travailleur effectue un nombre fixe d'heures de travail et qu'il n'y a pas d'arbitrage entre le nombre d'heures de travail et le nombre d'heures productives ou de loisir à la maison. Nous faisons aussi l'hypothèse que le salaire ($\overline{W}_2$) dans le secteur temporaire est plus élevé que la valeur du temps non rémunéré (h), de telle façon que les travailleurs non qualifiés préféreraient, à $\overline{W}_2$, le travail aux loisirs. Les travailleurs sur le marché du travail temporaire sont tous identiques et ont tous des goûts homothétiques. Les emplois sont répartis au hasard, c'est-à-dire que tous les travailleurs ont une probabilité égale d'obtenir les emplois existants. Ainsi, la probabilité d'être chômeur correspond au taux de chômage lui-même. Le chômage est déterminé par la différence entre l'emploi N_2 et l'offre de travail L_2 dans le secteur temporaire.

5 Dans l'esprit de l'analyse de Harris et Todaro (1970), nous faisons l'hypothèse que les travailleurs ont une attitude neutre à l'égard du risque et qu'ils continueront à acquérir des qualifications aussi longtemps que l'utilité du travail qualifié moins le coût d'acquisition des qualifications dépasse l'utilité attendue dans le secteur temporaire. Ainsi, la mobilité d'un secteur à l'autre constitue le mécanisme d'équilibrage. Afin de passer du secteur temporaire au secteur permanent, les travailleurs doivent acquérir des qualifications à leurs propres frais.

6 À chaque période, des travailleurs se retirent de l'un et l'autre secteurs à un taux naturel (δ). En outre, nous faisons l'hypothèse que les nouvelles entrées dans la population active surviennent au même taux (δ) à chaque période. Nous présumons que tous les nouveaux entrants sont non qualifiés. Ces hypothèses nous assurent que la taille de la main-d'œuvre totale ($\overline{L}$), à chaque période, ne diminue pas et qu'en l'absence d'un mouvement des travailleurs non qualifiés, leur proportion dans la population active augmente. La durée précise de la « période » dans le modèle est arbitraire; sa structure, dans le modèle, se présente de la façon suivante. Au début de toute période, il y a de nouvelles

entrées et des départs à la retraite. Au cours de la période, la main-d'œuvre se déplace en réaction aux différences attendues d'utilité d'un secteur à l'autre. La fin de la période illustre alors les valeurs d'équilibre pour cette période. Au début de la période suivante, les effectifs en main-d'œuvre correspondront aux valeurs d'équilibre de la période précédente (c'est-à-dire les valeurs finales de cette période) moins les départs à la retraite et plus l'accroissement naturel de la population active.

7 Pour simplifier les choses, nous tenons pour acquis que le coût d'acquisition des qualifications est uniquement d'ordre pécuniaire et n'entraîne aucune perte de temps.

8 À moins d'indications contraires, nous supposons qu'il n'y a pas de paiements de transfert (par exemple, les prestations d'assurance-chômage) dans le modèle.

Les équations qui suivent constituent le modèle complet.

Fonction de production du secteur permanent

$$X_1 = f_1(L_1, \overline{K}_1),$$

$$f_1' > 0, f_1'' < 0. \tag{B.1}$$

Fonction de production du secteur temporaire

$$X_2 = f_2(N_2, \overline{K}_2),$$

$$f_2' > 0, f_2'' < 0. \tag{B.2}$$

où

X_1 est la production du secteur permanent attribuable à la main-d'œuvre qualifiée;

X_2 est la production du secteur temporaire attribuable à la main-d'œuvre non qualifiée;

L_1 est la main-d'œuvre qualifiée employée pour produire X_1;

N_2 est la main-d'œuvre non qualifiée employée pour produire X_2;

$\overline{K}_1$ sont les facteurs propres au secteur permanent dont la quantité n'augmente pas;

$\overline{K}_2$ sont les facteurs propres au secteur temporaire dont la quantité n'augmente pas;

f_1' et f_1'' sont, respectivement, la première et la seconde dérivées de f_1 par rapport à L_1 (f_{L1}' et f_{L1}''); et

f_2' et f_2'' sont, respectivement, la première et la seconde dérivées de f_2 par rapport à N_2 (f_{N2}' et f_{N2}'').

Les équations B.1 et B.2 définissent les fonctions de production f_i, $(i = 1, 2)$, lesquelles possèdent, par hypothèse, les propriétés néo-classiques habituelles.

Effectifs en main-d'œuvre

$$L_1 + L_2 = \overline{L}. \tag{B.3}$$

Il y a une contrainte de main-d'œuvre selon laquelle la somme du nombre de travailleurs qualifiés qui ont un emploi dans le secteur permanent (L_1) et du nombre de travailleurs non qualifiés (L_2) doit être égale aux effectifs totaux en main-d'œuvre ($\overline{L}$).

Détermination des salaires

Salaire des travailleurs qualifiés

$$W_1 = P_1 \cdot f_1', \tag{B.4a}$$

où W_1, le salaire des travailleurs qualifiés, est égal à la valeur du produit marginal des travailleurs qualifiés dans le secteur permanent. P_1 est le prix de la production du secteur permanent X_1.

Salaire des travailleurs non qualifiés

$$W_2 = P_2 \cdot f_2' = \overline{W}_2. \tag{B.5a}$$

Le salaire dans le secteur temporaire équivaut à la valeur du produit marginal du travail dans le secteur temporaire en raison du fait que les producteurs, parfaitement concurrentiels, cherchent à maximiser leurs profits. Toutefois, ce salaire est, par contrainte, fixé à un niveau qui est supérieur au salaire d'équilibre de plein-emploi. Nous présumons qu'il n'y a jamais de demande excédentaire de travail au salaire fixé, à $\overline{W}_2$. P_2 est le prix de la production du secteur temporaire, X_2.

Pour simplifier, nous normalisons les productions de manière que les prix des produits soient égaux à l'unité

(c'est-à-dire, $P_1 = P_2 = 1$). Par conséquent, W_1 est le salaire réel des travailleurs qualifiés et $\overline{W}_2$ est le salaire réel fixe des travailleurs non qualifiés. Nous pouvons donc reformuler les équations B.4a et B.5a comme suit :

$$W_1 = f_1', \tag{B.4}$$

$$\overline{W}_2 = f_2'. \tag{B.5}$$

Utilité

$$U_1 = W_1, \tag{B.6}$$

où U_1 est l'utilité d'un travailleur déjà qualifié dans le secteur permanent et est égal à W_1 sur la base de l'hypothèse B.4. Nous obtenons l'utilité attendue d'un travailleur non qualifié dans le secteur temporaire par l'équation suivante :

$$E(U_2) = \Pi\overline{W}_2 + (1 - \Pi)h,$$

$$\Pi = \frac{N_2}{L_2} < 1, \tag{B.7}$$

où

$E(U)_2$ est l'utilité attendue d'un travailleur non qualifié dans le secteur temporaire;

Π est la probabilité d'emploi (ou la proportion du temps pendant laquelle un travailleur a un emploi) dans le secteur temporaire; cette probabilité est égale à N_2/L_2 (l'emploi non qualifié dans le secteur temporaire divisé par la population active non qualifiée);

$(1 - \Pi)$ est la probabilité de chômage dans le secteur temporaire $(1 - N_2/L_2)$;

h est la valeur du temps non rémunéré ou temps de loisir.

L'utilité attendue d'un travailleur non qualifié dans le secteur temporaire $E(U_2)$, est égale au niveau de revenu en période d'emploi $(\Pi\overline{W}_2)$ plus la valeur de son temps de loisir lorsqu'il est en chômage, $(1 - \Pi)h$. Ce n'est que dans le cas du plein-emploi dans le secteur temporaire (c'est-à-dire, $\Pi = 1$ ou $N_2 = L_2$) que l'utilité attendue est égale au salaire minimum (c'est-à-dire, $E(U_2) = \overline{W}_2$).

Condition d'équilibre à long terme

$$U_1 = E(U_2) + C, \tag{B.8a}$$

ou

$$f_1' - C = \Pi\overline{W}_2 + (1 - \Pi)h, \tag{B.8}$$

où C est le coût supporté par un travailleur non qualifié pour acquérir des qualifications. L'équation B.8 – une condition d'équilibre à long terme – découle de l'hypothèse selon laquelle les travailleurs du secteur temporaire deviendront qualifiés et entreront dans le secteur permanent en autant que l'utilité de la main-d'œuvre qualifiée (déduction faite du coût d'acquisition des qualifications) dépasse l'utilité attendue dans le secteur temporaire. Il est donc clair, dans le cadre de l'équilibre à long terme, que le mouvement du secteur temporaire au secteur permanent cessera lorsque l'utilité attendue, pour le travailleur (non qualifié), sera égale dans les deux secteurs. Dans notre modèle, les transferts entre secteurs sont donc un phénomène ou un déséquilibre à court terme. À l'équilibre à long terme, la mobilité disparaît.

La condition d'équilibre dépend alors du point de vue qu'adopte le travailleur non qualifié, dont les décisions ont un rôle moteur dans le modèle. C'est lui qui choisit entre rester non qualifié et gagner $E(U_2) = \Pi\overline{W}_2 + (1 - \Pi)h$ ou devenir qualifié et de gagner $U_1 = (W_1 - C)$. Nous supposons que C est fixe et irréversible, c'est-à dire qu'il s'agit d'un coût irrécupérable. Lorsqu'il est qualifié, le travailleur a le choix de rester dans le secteur permanent et gagner W_1 ou entrer dans le secteur temporaire et obtenir $\Pi\overline{W}_2 + (1 - \Pi)h$.

Nous avons donc huit équations et huit inconnues : $X_1, X_2, L_1, L_2, N_2, W_1, U_1$ et U_2. Avec les valeurs de $\overline{L}$, $\overline{W}_2$, h et C, nous pouvons résoudre les inconnues. L'équation B.8 nous permet de déterminer la répartition de la main-d'œuvre entre les deux secteurs, compte tenu des hypothèses technologiques que nous posons.

Ce modèle est un modèle d'équilibre à long terme dans lequel la mobilité et l'acquisition des qualifications sont endogènes.

Nous faisons l'hypothèse que le modèle à court terme fonctionne de la façon suivante. Avec le temps, la main-d'œuvre dans l'économie se répartit entre les deux secteurs jusqu'à ce que l'utilité attendue (déduction faite du coût d'acquisition des qualifications) soit égale dans l'un et l'autre secteurs. Par exemple, s'il y avait une augmentation

de l'offre de main-d'œuvre non qualifiée, le déplacement vers le secteur permanent se poursuivrait jusqu'à ce que la condition d'équilibre à long terme (équation B.8) soit satisfaite. Le mouvement inverse (c'est-à-dire le déplacement de la main-d'œuvre qualifiée vers le secteur temporaire) peut se produire dans une situation où $W_1 < \Pi\overline{W}_2 + (1 - \Pi)h$. Nous faisons l'hypothèse que ce scénario n'exige qu'une période. Toutefois, les travailleurs qualifiés ne passent pas nécessairement du secteur permanent au secteur temporaire. Dans une telle éventualité, il faut du temps pour que la venue de travailleurs non qualifiés rétablissent l'égalité. Une fois l'équilibre à long terme atteint, le mouvement implicite d'une période à l'autre causé par le départ à la retraite de travailleurs qualifiés crée un écart d'utilité attendue, au début de chaque période, qui suffit tout juste à induire un transfert permettant de garder constante la population active du secteur permanent. Cela revient à dire que l'équilibre à long terme sera caractérisé par la condition B.8, $[W_1 - C = \Pi\overline{W}_2 + (1 - \Pi)h]$, combinée avec le mouvement explicite ou induit de δL_1^* par période, où δ est le taux de départ à la retraite au sein de la population active, et L_1^* est le nombre initial de travailleurs qualifiés dans la situation d'équilibre à long terme.

Examinons l'exemple qui suit. Supposons que les valeurs initiales de l'équilibre à long terme sont celles qui figurent à la colonne 1 du tableau B-1. Au début de la première période, les départs à la retraite dans la population active réduisent L_1 d'un nombre égal à δL_1^*, soit 300 travailleurs, en supposant que $\delta = 0{,}01$. L_2 augmente de 300 personnes afin de garder $\overline{L}$ constant. Ceci entraîne une réduction de Π de 0,8 à 0,788, et l'utilité attendu $E(U_2)$ diminue à 146,68 $, par

Tableau B-1

Les caractéristiques des mouvements dans la population active – Les départs à la retraite et les entrées

		Équilibre à long terme initial	Première période	
			Début	Fin
			En nombre	
1	Population active totale ($\overline{L}$)	50,000*	50,000	50,000*
2	Travailleurs/emplois qualifiés (L_1)	30,000*	29,700	30,000*
3	Travailleurs non qualifiés (L_2)	20,000*	20,300	20,000*
4	Emplois non qualifiés (N_2)	16,000*	16,000	16,000*
			En pourcentage	
5	Π	0,8*	0,788	0,8*
6	Taux de chômage dans le secteur non qualifié	20,0*	21,2	20,0*
			En dollars	
7	$E(U_2) = \Pi\,\overline{W}_2 + (1 - \Pi)h$	148,00*	146,68	148,00*
8	U_1 ou W_1	158,00*	158,63	158,00*
9	$U_1 - E(U_2)$	10,00*	11,95	10,00*
10	$U_1 - E(U_2)$	$= C$*	$> C$	$= C$*
			En nombre	
11	Mouvement induit ou explicite du secteur temporaire au secteur permanent afin de rétablir l'équilibre de l'équation $U_1 - E(U_2) = C$	–	–	300*

NOTE Les calculs sont basés sur les valeurs suivantes : $\overline{W}_2 = 170$ $, $h = 60$ $, $C = 10$ $ et $\delta = 0{,}01$. Les valeurs de U_1 ou de W_1 sont calculées à partir de la fonction de production suivante : $X_1 = A\,L_1^{\alpha}\overline{K}_1^{\beta}$ où $\alpha = 0{,}6$; $\beta = 0{,}4$; $(\alpha + \beta) = 1$. La fonction de productivité marginale, $W_1 = {}^{0,6}A\,L_1^{-0,4}\overline{K}_1^{0,4}$, indique qu'une réduction de 1 % de L_1 fait augmenter W_1 by 0,4 %.

rapport à une valeur initiale d'équilibre de 148 $. La fonction de production dans le secteur permanent, par exemple, que nous supposons être de type $X_1 = AL_1^{0,6}\overline{K}_1^{0,4}$, donne à penser qu'une réduction de 1 % de L_1 fait augmenter W_1 de 0,4 %. Par conséquent, au début de la première période, U_1 ou W_1 = 158,63 $ et $E(U_2)$ = 146,68 $. La différence entre U_1 et $E(U_2)$ est supérieure à C (que nous supposons égal à 10 $), et le transfert induit ou implicite s'amorce donc. À la fin de la première période, 300 travailleurs passent du secteur temporaire au secteur permanent, où la situation d'équilibre à long terme se maintient. Par rapport à l'équilibre à long terme initial, rien n'a changé sauf qu'il y a eu un transfert de δL_1^*.

La création directe d'emplois dans le secteur temporaire

Les mesures de création directe d'emplois, que ce soit des politiques d'emploi dans la fonction publique ou des subventions à l'emploi, réduisent directement le coût d'embauche de travailleurs supplémentaires tels que perçu par les employeurs éventuels. En effet, dans le cas d'un emploi dans la fonction publique, il y a subvention à 100 % des salaires des travailleurs du secteur temporaire, ce qui abaisse le coût d'embauche de ces travailleurs supplémentaires à zéro. Dans la présente étude, notre intérêt porte principalement sur l'examen des conséquences d'une politique de création directe d'emplois dans le secteur temporaire. Il nous importe peu de savoir quelle politique d'emplois directe est mise en œuvre pour créer des emplois dans le secteur temporaire. Dans toute notre analyse, par conséquent, nous faisons l'hypothèse qu'une subvention salariale est l'instrument choisi pour créer un certain nombre d'emplois donnés dans le secteur temporaire.

Pour mieux voir les effets dynamiques de la création d'emplois dans le secteur temporaire, examinons l'exemple qui suit. Supposons que les valeurs de la colonne 1 du tableau B-2 caractérisent la situation initiale d'équilibre à long terme. Au début de la période 1, les départs à la retraite dans la population active réduisent l'effectif de la main-d'œuvre qualifiée de 1 % (δ = 0,01). Pour maintenir l'effectif total constant à 50 000, la taille de la population active non qualifiée augmente de δL_1^*. En même temps, supposons que 1 500 emplois sont créés dans le secteur temporaire. Comme on peut le constater à la ligne 6 du tableau, le taux de chômage ($1 - \Pi$), qui était de 20 % dans la situation initiale d'équilibre à long terme est abaissé à 13 %. Cette diminution a pour effet d'accroître l'utilité attendue dans le secteur temporaire de 148,00 $ à 155,70 $. Au même moment, la réduction de L_1 attribuable aux départs à la retraite accroît les salaires du secteur permanent de 158,00 $ à 158,63 $. Comme la différence entre U_1 et $E(U_2)$ est inférieure à C (10 $), aucun transfert de travailleurs non qualifiés ne s'amorce. La répartition de la population active entre les secteurs à la fin de la première période est exactement la même qu'au début.

Au début de la deuxième période, en raison des départs à la retraite et des entrées, W_1 augmente et $E(U_2)$ diminue, alors que le taux de chômage ($1 - \Pi$) augmente. La différence entre U_1 et $E(U_2)$ est encore inférieure à C. Aucun transfert de la main-d'œuvre non qualifiée ne se produit. La situation à la fin de la période 2 est inchangée par rapport à celle du début de la période. Le processus se poursuit jusqu'au début de la période 5, lorsque la différence entre U_1 et $E(U_2)$ est égale à 11,54 $ et donc supérieure à C (10 $). Cet écart fournit l'impulsion nécessaire à un mouvement du secteur temporaire vers le secteur permanent, jusqu'à ce que l'équation $U_1 - E(U_2) = C$ se vérifie à nouveau. Pendant la cinquième période, 220 travailleurs passent au secteur permanent et un nouvel équilibre à long terme s'établit. Dans cette nouvelle situation, le taux de chômage dans le secteur temporaire est inférieur à son niveau antérieur d'équilibre à long terme. Pour confirmer qu'il s'agit d'un équilibre à long terme, nous poursuivons l'analyse pour une période supplémentaire. Au début de la période suivante (la période 6), le mouvement dans la population active causé par les départs à la retraite et les entrées provoque un écart d'utilité de 11,90 $ d'un secteur à l'autre. Parce que cette différence est supérieure au coût de formation pour le travailleur non qualifié, un déplacement s'amorce entre le secteur temporaire et le secteur permanent. Au moment où la population active qualifiée augmente, les salaires commencent à diminuer dans le secteur permanent et $E(U_2)$ se met à augmenter dans le secteur temporaire. Ce processus se poursuit jusqu'à ce que l'équation $U_1 - E(U_2) = C$ tienne à nouveau. À la fin de cette période, 283 travailleurs se déplacent. Ce nombre est tout juste suffisant pour maintenir constante la taille de la population active qualifiée.

On peut constater à la ligne 6 du tableau B-2 que le taux de chômage dans le secteur temporaire ($1 - \Pi$) dans le nouvel équilibre à long terme (17,6 %) est inférieur à sa valeur initiale d'équilibre (20 %), par suite de la création de 1 500 emplois non qualifiés.

Une question intéressante est de voir ce qu'il advient du taux de chômage de la région. Nous pouvons y arriver en solutionnant l'équation suivante :

$$Urate_R^* = a^* Urate_m^* + b^* Urate_s^*$$

$$a + b = 1$$

Tableau B-2

Les conséquences à court terme et à long terme de la création de 1 500 emplois dans le secteur temporaire

		Situation initiale d'équilibre à long terme	Période 1		Période 2		Période 3		Période 4		Période 5		Période 6	
			Début	Fin	Début	Fin	Début	Fin	Début	Fin	Début	Fin	Début	Fin
								En nombre						
1	Population active totale ($\bar{L}$)	50 000*	50 000	50 000	50 000	50 000	50 000	50 000	50 000	50,000	50 000	50 000**	50 000	50 000**
2	Travailleurs qualifiés (emplois) (L_1)	30 000*	29 700	29 700	29 403	29 403	29 109	29 109	28 818	28,818	28 530	28 750**	28 462	28 750**
3	Travailleurs non qualifiés (L_2)	20 000*	20 300	20 300	20 597	20 597	20 891	20 891	21 182	21,182	21 470	21 250**	21 538	21 250**
4	Emplois non qualifiés (N_2)	16 000*	17 500	17 500	17 500	17 500	17 500	17 500	17 500	17,500	17 500	17 500**	17 500	17 500**
								En pourcentage						
5	Π	0,8*	0,87	0,87	0,85	0,85	0,84	0,84	0,83	0,83	0,815	0,824**	0,813	0,824**
6	Taux de chômage dans le secteur non qualifiés ($1 - \Pi$)	20,0*	13,0	13,0	15,0	15,0	16,0	16,0	17,0	17,0	18,5	17,6**	18,7	17,6**
								En dollars						
7	$E(U_2) = \Pi \overline{W}_2 + (1 - \Pi)h$	148,00*	155,70	155,70	153,50	153,50	152,40	152,40	151,90	151,90	149,65	150,69**	149,43	150,69**
8	U_1 ou W_1	158,00*	158,63	158,63	159,27	159,27	159,50	159,50	160,54	160,54	161,19	160,69**	161,33	160,69**
9	$U_1 - E(U_2)$	10,00*	2,93	2,93	5,77	5,77	7,50	7,50	8,64	8,64	11,54	10,00**	11,90	10,00**
10	$U_1 - E(U_2) \gtrless C, C = 10\$$	$= C$*	$< C$	$< C$	$< C$	$< C$	$< C$	$< C$	$< C$	$< C$	$> C$	$= C$**	$> C$	$= C$**
								En nombre						
11	Nombre de travailleurs qui passeraient du secteur temporaire au secteur permanent pendant la période afin de maintenir le rapport $U_1 - E(U_2) = C$	–*	–	–	–	–	–	–	–	–	–	220**	–	283**

* Représente les valeurs initiales de l'équilibre à long terme.

** Représente les nouvelles valeurs d'équilibre à long terme.

Nota Les calculs sont basés sur les valeurs suivantes : $\overline{W}_2 = 170\$$, $h = 60\$$, $C = 10\$$. Les valeurs de U_1 ou de W_1 sont calculées à partir de la fonction de production $X_1 = A L_1^{\alpha} \bar{K}_1^{\beta}$, où $\alpha = 0{,}6$; $\beta = 0{,}4$ et $(\alpha + \beta) = 1$. La fonction de productivité marginale, $W_1 = {}^{0,6}A L_1^{-0,4} \bar{K}_1^{0,4}$, laisse voir qu'une réduction de 1 % de L_1 fait augmenter W_1 de 0,4 %.

où $Urate_R$ est le taux de chômage régional et l'astérisque (*) représente la valeur initiale d'équilibre, $Urate^*_{tt}$ est le taux de chômage dans le secteur temporaire et $Urate^*_p$ est le taux de chômage dans le secteur permanent; a et b représentent respectivement le poids ou la taille relatifs des deux secteurs. Dans l'exemple présenté au tableau B-2, $a = 0{,}4$ (c'est-à-dire 20 000/50 000); $b = 0{,}6$ (c'est-à-dire 30 000/50 000); $Urate^*_{tt} = 20$ %; $Urate^*_p = 0$ %. Par conséquent, $Urate^*_R = 8$ %. Après la création de 1 500 emplois non qualifiés, la nouvelle valeur d'équilibre à long terme de $Urate^{**}$ est 7,5 %, celle de $Urate^{**}_{tt}$ est de 17,6 % et celle de $Urate^{**}_p$ est de 0 %, le double astérisque (**) représentant le nouvel équilibre à long terme. Dans notre exemple, ce calcul semble faire ressortir deux points importants : premièrement, l'introduction d'un programme de création d'emplois dans le secteur non qualifié réduit le taux de chômage régional au nouveau point d'équilibre; et deuxièmement, le programme a pour effet de faire augmenter le secteur temporaire et de faire diminuer le secteur permanent (puisque $a^{**} > a^*$, et $b^{**} < b^*$).

Appendice C

Tableau C-1

Signification des codes mnémoniques des variables

Sexe	Homme = 1 et femme = 0.
Âge	L'âge d'un individu en années au début de 1975.
PEMP	Pourcentage du temps d'appartenance à la population active passé dans un emploi, de 1975 au début de la période d'estimation.
Urate	Taux de chômage national.
PCIE	Participant au PCIE = 1; 0 dans le cas contraire (groupe de référence).
Semaines PCIE	Nombre de semaines de participation au PCIE.
ΔPE	Changement de la probabilité d'emploi des participants au PCIE et des membres du groupe de référence un an avant et un an après la participation au PCIE.
$EWKS_t$	Nombre total de semaines d'emploi par période complète (au moment t).
$EWKS_{t-1}$	Nombre total de semaines d'emploi au cours de la période précédente (au moment $t-1$).
W_t	Salaire hebdomadaire moyen au moment t (au cours de la période d'emploi actuelle).
W_{t-1}	Salaire hebdomadaire moyen au moment $t-1$ (au cours de la période d'emploi précédente).
WB	Ratio de remplacement (prestations hebdomadaires moyennes d'assurance-chômage/salaire hebdomadaire moyen).
Π	Pourcentage du temps d'appartenance à la population active passé dans un emploi.
Professions	
OCC1	Directeurs et professionnels = 1, sinon = 0.
OCC2	Employés de bureau et emplois connexes = 1, sinon = 0.
OCC3	Vendeurs = 1, sinon = 0.
OCC4	Services = 1, sinon = 0.
OCC5	Transformation = 1, sinon = 0.
OCC6	Machinistes et emplois connexes = 1, sinon = 0.
OCC7	Fabrication, assemblage et réparation = 1, sinon = 0.
OCC8	Métiers de la construction = 1, sinon = 0.
OCC9	Opérateurs de véhicules de transports = 1, sinon = 0.
OCC10	Manutention et emplois connexes (nda) = 1, sinon = 0.
OCC11	Autres métiers et emplois d'opérateurs de machines = 1, sinon = 0.

Tableau C-1 (fin)

OCC12	Emplois primaires – catégorie absente des régressions (comprend les agriculteurs et les travailleurs agricoles; les pêcheurs, les trappeurs et les chasseurs; les bûcherons et les travailleurs assimilés; ainsi que les emplois dans les mines et les carrières et les emplois connexes).
Provinces	
NFLD	Terre-Neuve = 1, sinon = 0.
PEI	Île-du-Prince-Édouard = 1, sinon = 0.
NS	Nouvelle-Écosse = 1, sinon = 0.
NB	Nouveau-Brunswick = 1, sinon = 0.
QUE	Québec = 1, sinon = 0.
ONT	Ontario = 1, sinon = 0.
MAN	Manitoba = 1, sinon = 0.
SASK	Saskatchewan = 1, sinon = 0.
BC	Colombie-Britannique = 1 (comprenant le Yukon), sinon = 0.
Catégorie absente des régressions	Alberta (comprenant les Territoires du Nord-Ouest).
Industries	
IND1	Mines, carrières et puits de pétrole = 1, sinon = 0.
IND2	Fabrication = 1, sinon = 0.
IND3	Construction = 1, sinon = 0.
IND4	Transports, communications et autres services d'utilité publique = 1, sinon = 0.
IND5	Commerce (de détail et de gros) = 1, sinon = 0.
IND6	Finances, assurances et affaires immobilières = 1, sinon = 0.
IND7	Services communautaires, commerciaux et personnels = 1, sinon = 0.
IND8	Administration publique = 1, sinon = 0.
IND9	Industries primaires (agriculture, exploitation forestière et pêche) – catégorie absente des régressions.

Tableau C-2

Calcul des variables utilisées dans le tableau 6-2

$$\Pi = \frac{1}{T}\left(\sum_{i=1}^{T} \frac{\text{(Nombre total de semaines d'emploi de 1975 à la date d'adhésion au PCIE)}_i}{\text{(Nombre total de semaines dans la population active de 1975 à la date d'adhésion au PCIE)}_i}\right)$$

$$(1-\Pi) = 1 - \frac{1}{T}\left(\sum_{i=1}^{T} \frac{\text{(Nombre total de semaines de chômage de 1975 à la date d'adhésion au PCIE)}_i}{\text{(Nombre total de semaines dans la population active de 1975 à la date d'adhésion au PCIE)}_i}\right)$$

$$ADU = \frac{1}{T}\left(\sum_{i=1}^{T} \text{(Nombre total de semaines de chômage de 1975 à la date d'adhésion au PCIE)}_i\right)$$

$$ALU_s = \frac{1}{\sum_{i=1}^{T} N}\left(\sum_{i=1}^{T} \text{(Nombre total de semaines de chômage de 1975 à la date d'adhésion au PCIE)}_i\right)$$

$$n = \frac{1}{T}\sum_{i=1}^{T} N$$

$$ALE_s = \frac{1}{\sum_{i=1}^{T} M}\left(\sum_{i=1}^{T} \text{(Nombre total de semaines d'emploi de 1975 à la date d'adhésion au PCIE)}_i\right)$$

$$m = \frac{1}{T}\sum_{i=1}^{T} M$$

$$d = \frac{1}{T}\left(\sum_{i=1}^{T} \frac{\text{(Nombre total de semaines de prestations d'assurance-chômage de 1975 à la date d'adhésion au PCIE)}_i}{\text{(Nombre total de semaines de chômage de 1975 à la date d'adhésion au PCIE)}_i}\right)$$

N = le nombre total de périodes de chômage par individu i.
i = le nombre d'individus ($i = 1, 2, ..., T$).
M = le nombre total de périodes d'emploi par individu i.

Notes

CHAPITRE 1

1 Pour un inventaire et une analyse intéressants des programmes et institutions en rapport avec le marché du travail, voir Smith, 1983. Une évaluation macro-économique de certains de ces programmes de création directe d'emplois est fournie dans les ouvrages de Cook et coll., 1976, et de Roy, 1984.

2 Dans la présente étude, les expressions « subventions salariales » et « subventions à l'emploi » ont la même signification.

CHAPITRE 2

1 Toutefois, la pratique des subventions salariales n'est pas nouvelle. Les subventions salariales étaient préconisées comme moyen de réduire le chômage il y a près de 50 ans; à ce sujet, voir Kaldor, 1936. La première mesure de subvention connue, qui fut en vigueur pendant six mois en Allemagne, remonte à 1932 (Kopits, 1978).

2 Pour une liste des principaux programmes de subvention salariale en Europe de l'Ouest et en Amérique du Nord, voir Nations unies, 1984; OCDE, 1982; et Haveman et Christiansen, 1978.

3 Le taux de chômage résiduel au-delà du chômage causé par l'insuffisance de la demande (c'est-à-dire la somme du chômage frictionnel et du chômage structurel). Les travaux de Fortin et Newton, 1982, et Fortin, 1984 et 1986, contiennent des estimations du taux naturel de chômage au Canada.

CHAPITRE 3

1 La modification du programme était assujettie à certaines contraintes; bien que le règlement pouvait être modifié, il était impossible, à l'époque, d'apporter des changements qui nécessitaient une modification de la *Loi sur le crédit d'impôt à l'emploi*. Par conséquent, même si les résultats du sondage montraient clairement qu'un accroissement du montant du crédit lui-même aurait la plus grande incidence sur la participation au programme, il fut décidé de faire porter l'effort sur les facteurs de désincitation qui n'exigeaient qu'une modification du règlement.

CHAPITRE 4

1 Divers arguments peuvent être présentés pour mettre en cause cette mesure du coût social du travail. Pour un exposé complet, voir Gramlich, 1981.

2 Boadway et Flatters, 1981, utilisent l'expression « shadow price of labour » (prix virtuel, ou théorique, du travail), qui correspond au concept de Jenkins et Kuo, 1978, du coût d'option d'un emploi permanent (« opportunity cost of a job »). L'expression « opportunity cost of a job » (coût d'option d'un emploi) qu'ils utilisent correspond à ce que Jenkins et Kuo, 1978, appellent « opportunity cost of a temporary job » (coût d'option d'un emploi temporaire).

3 Le lecteur qui ne s'intéresse pas aux aspects techniques peut omettre cette partie du chapitre sans perdre de renseignements importants.

4 L'hypothèse de la production de chômage par le salaire minimum dans les modèles néo-classiques est assez courante (voir, par exemple, Brecher, 1974; Harris et Todaro, 1970; Jenkins et Kuo, 1978). Diverses autres hypothèses (comme la présence de syndicats) pourraient être utilisée pour arriver aux mêmes résultats. Pour un exposé plus détaillé sur cette question, voir Boadway et Flatters, 1981.

5 Le coût d'option social d'un emploi qui doit être utilisé dans l'évaluation des programmes comme le PCIE a généralement été considéré dans le contexte des modèles d'équilibre à long terme qui permettent l'interaction entre les marchés régionaux du travail. Récemment, Harberger, 1971*a*, 1971*b*, 1980; Jenkins et Kuo, 1978; et Boadway et Flatters, 1981, ont fait des contributions importantes dans ce domaine. Le modèle que nous élaborerons ici peut être considéré comme une application spéciale du modèle de Harberger, 1980, comportant une région, deux secteurs ainsi que des transferts entre les deux secteurs.

6 Cette méthode pour calculer l'expression du bien-être est relativement uniforme. Voir, par exemple, Boadway et Flatters, 1981, et les références qu'ils citent.

7 Les travailleurs assurés représentent environ 90 % de la population active totale au Canada.

8 Si une personne avait un emploi (ou était chômeur) le 1er janvier 1975, l'information sur la période d'emploi (ou de chômage) comprise dans notre échantillon remonte jusqu'à la date du début de cette période.

9 Le concept de chômage utilisé ici est assez différent de celui de l'enquête sur la population active réalisée par Statistique Canada. Selon l'enquête sur la population active, une personne est en chômage si elle ne travaille pas mais cherche du travail au cours d'une semaine de référence dans un mois donné. Ce concept repose sur l'activité de recherche d'un emploi, tandis que notre mesure longitudinale du chômage est liée à la demande de prestations d'assurance-chômage. Au cours d'une semaine donnée, une personne est en chômage après avoir occupé un emploi si, après la cessation de l'emploi, elle est en délai de carence, reçoit les prestations régulières de l'assurance-chômage ou est en période d'exclusion ou d'inadmissibilité. En fait, le critère de l'admissibilité aux prestations régulières est celui que nous utilisons *le plus fréquemment* pour déterminer si une semaine particulière peut être traitée comme une semaine de chômage pour une personne. Lorsqu'elle est en rapport avec le programme d'assurance-chômage, la personne révèle son statut de chômeur. En apparence, notre notion de chômage diffère de celle employée dans l'enquête sur la population active, mais en fait, elles sont conceptuellement apparentée. La personne qui reçoit des prestations régulières d'assurance-chômage est censée chercher activement un emploi. Les personnes qui entrent dans la population active et certaines de celles qui y reviennent sont incluses dans le contingent de chômeurs de l'enquête sur la population active mais ne font toutefois pas partie de la population assurée; par conséquent, elles sont exclues du fichier longitudinal. Il se peut qu'elles n'aient pas droit aux prestations d'assurance-chômage.

Notre critère pour déterminer si une personne est sortie de la population active est beaucoup plus restrictif que celui qui est utilisé par Statistique Canada dans son enquête sur la population active. Pour les fins de la base de données longitudinales sur la population active, une personne est considérée comme ne faisant pas partie de la population active seulement si elle a avisé le service de l'assurance-chômage que, pour des raisons comme la maladie, les études, un congé de maternité ou la retraite, elle n'était pas disponible pour travailler. Par ailleurs, si dans notre examen du dossier de la personne dans la population active, nous constatons qu'elle a quitté un emploi, n'a pas trouvé d'emploi ultérieur pour une période prolongée, avait droit à des prestations d'assurance-chômage mais n'en a pas fait la demande, nous considérons que cette personne ne faisait pas partie de la population active. Ce critère a aussi été utilisé par d'autres usagers de la base de données longitudinales sur la population active. Voir, par exemple, Glenday et Jenkins, juillet 1981*b*.

10 Comme il y a un plafond aux primes d'assurance-chômage – le montant maximum des gains hebdomadaires était de 265 $ en 1979 – les données sur les salaires inférieurs à ce maximum traduisent le salaire réel, tandis que celles sur les salaires qui dépassent ce seuil sous-estiment le montant effectif des gains salariaux.

11 Ces chiffres sont calculés selon une formule où des paiments annuels uniformes doivent être faits à la fin de chaque année pour chaque dollar emprunté maintenant. Ainsi, une dette de 1 $ peut être remboursée, à un intérêt de 10 %, par un montant de 1,10 $ à la fin de l'année, ou de 57,8 cents par an pendant deux ans, ou de 40,3 cents par an pendant trois ans, ou encore de 13,2 cents par an pendant 15 ans.

12 Même si nous supposons une valeur uniforme de C pour toutes les provinces, cela ne fait pas de différence sensible dans les calculs de la valeur de h.

13 Dans un article du *Wall Street Journal* (le 30 juillet 1982, p. 1) intitulé « Non-union employees are seeing unionized industries hit hardest by the economic slump », on écrit en substance ce qui suit : les salariés non syndiqués constatent que les industries syndiquées sont frappées le plus durement par la crise économique. Dans le même journal, un article sur les négociations salariales à la société U.S. Steel, aux États-Unis, fait état du fait que des salaires plus bas sont exigés par la direction, faute de quoi il y aurait des mises à pied : « Secoués par la récession et incapables de faire concurrence aux producteurs étrangers à faible coût, les fabricants d'acier préviennent le syndicat qu'à moins que ce dernier se soumette, il y aura d'autres mises à pied. Il y a actuellement plus de 100 000 sidérurgistes sans travail. » (traduction)

14 Il convient de noter que la valeur du temps de loisir, en période de chômage, comprend aussi la valeur des heures consacrées à la recherche d'un emploi. D'après les données, il semble que le chômeur moyen ne consacre qu'environ 8,4 heures par semaine à l'activité de recherche. Voir, par exemple, Gordon, 1973, ainsi que Hasan et Gera, 1982. Pour les travailleurs du PCIE, nous supposons que le temps consacré à la recherche d'un emploi est très faible. Les personnes qui soutiennent avoir cherché un emploi au cours des quatre dernières semaines et sont, par conséquent, considérées comme des chômeurs, peuvent être distinguées du groupe de celles considérées comme n'appartenant pas à la « population active » davantage par leur désir de continuer à toucher des prestations d'assurance-chômage que par un comportement quotidien sensiblement différent.

15 Bien que cette estimation soit comparable à celle des études réalisées ailleurs (Kopits, 1978; Clark et Freeman, 1980), laissent entendre que les analyses chronologiques des facteurs déterminants de l'emploi ont eu pour résultat des élasticités relativement faibles de réaction aux changements de salaire. Selon ces auteurs, les faibles estimations économétriques des élasticités de la demande peuvent résulter du type particulier de modèle choisi – des modèles différents donnant des résultats différents; d'une variation particulière ou de l'absence de variation dans les variables des prix des facteurs, produisant des « expériences » empiriques médiocres; des mesures incorrectes des variables; de la corrélation entre le terme d'erreur et celui des salaires attribuable à la simultanéité; ou encore, de la demande de travail fortement inélastique. Selon leurs estimations, l'élasticité de la demande par rapport au salaire, dans le cas des travailleurs de production dans le domaine de la fabrica-

tion est de –0,15 à –0,20 à court terme (un trimestre) et a une valeur de –0,496 à plus long terme (au-delà de deux à trois trimestres).

16 Dans les calculs de f_1'' et dans l'utilisation ultérieure de cette estimation pour le calcul du coût d'option social d'un emploi du PCIE, nous faisons les compromis suivants : 1) l'estimation de l'élasticité à long terme de l'emploi par rapport au salaire ou de l'élasticité de la demande de travail dans le secteur permanent (ε) est obtenue par le biais de l'équation de la demande de travail estimée pour le secteur privé non agricole de l'économie canadienne. En termes stricts, l'estimation de ε aurait dû être basée sur les données du secteur privé non agricole du secteur permanent. Ce choix n'entraînerait toutefois aucun biais grave dans nos calculs à moins que l'estimation véritable de ε soit sensiblement différente de –0,373 (ou que l'estimation de ε soit égale ou supérieure à –2). Dans un exercice semblable, simulant les effets d'un crédit d'impôt à l'emploi marginal sur l'emploi total, Hamermesh, 1978, a estimé l'élasticité de la demande de travail sur la base des données du secteur privé non agricole de l'économie des États-Unis; et 2) nous supposons par ailleurs que l'estimation de e est la même d'un secteur à l'autre et d'une province à l'autre.

17 Nous n'avons pas pu obtenir d'estimations du coût d'option social d'un emploi du PCIE pour l'Île-du-Prince-Édouard parce que certaines données nécessaires n'étaient pas disponibles.

18 On a calculé que les frais d'administration du programme représentaient en moyenne 54 $ par emploi sur la période de deux ans couverte par l'étude. Lorsque l'on ajoute ce coût (sur une base hebdomadaire ou annuelle) au coût d'option social d'un emploi qui a été calculé, le coût total qui en résulte demeure inférieur au salaire du marché dans toutes les provinces.

CHAPITRE 5

1 En raison des différentes méthodes utilisées pour calculer le coût par année-personne nette d'emploi créé par le PCIE, les estimations ne correspondent pas exactement à celles du Conseil économique du Canada, 1982 et de Gera, 1987.

CHAPITRE 6

1 Il est dit, dans la documentation, que les programmes de création d'emplois peuvent s'accompagner d'externalités de longue durée. Une externalité positive peut découler d'une amélioration de la stabilité sociale et économique, étant donné que les gens qui ont de bons emplois risquent moins (on le suppose) de commettre des crimes que les gens qui sont victimes de chômage chronique. Une autre externalité positive qui résulte d'une meilleure aptitude à l'emploi, dans le futur, pour les participants à ces programmes peut être une réduction des prestations d'assurance-chômage. En elle-même, la réduction des prestations n'a pas de retombées économiques positives puisque les prestations d'assurance-chômage sont des paiements de transfert. Toutefois, cette réduction devient un avantage pour l'économie s'il y a diminution des coûts d'administration du programme d'assurance-chômage. Un autre avantage pour la société découle de ce qu'on pourrait appeler les retombées « psychologiques sociales » dont bénéficient les participants à ces programmes. Haveman (1978), a signalé diverses catégories de retombées psychologiques sociales, par exemple, toute amélioration du bien-être des participants ne se traduisant pas par une plus grande productivité de nature économique. Cette amélioration du bien-être peut être attribuable à un certain nombre de facteurs, comme la satisfaction d'être associé à un système de production actif, les rapports sociaux avec d'autres travailleurs et ainsi de suite.

2 Aux États-Unis, les auteurs qui ont évalué les programmes de formation de la main-d'œuvre ont abordé le problème du choix d'un groupe de référence adéquat. Selon Kiefer (1976), la meilleure façon consiste à prélever un échantillon de personnes au sein de la population cible et, ensuite, de les assigner de façon aléatoire au groupe de contrôle ou au groupe des participants. Naturellement, il n'est pas toujours possible de procéder de cette façon. (Voir, par exemple, Ashenfelter, 1974.) Pour constituer un groupe de référence, on a souvent recours aux personnes qui, après avoir été acceptées dans un programme de formation, n'ont pas donné suite ou ont abandonné dès le début. Ces deux groupes présentent une lacune évidente : les personnes qui les composent sont différentes des participants au programme, sinon elles seraient venues aux séances de formation (ou auraient continué d'adhérer au programme). Lorsqu'on utilise un groupe de référence de ce type, on pose implicitement l'hypothèse qu'il n'existe aucune corrélation entre le fait qu'un individu vienne ou ne vienne pas aux séances de formation et les revenus futurs qu'il touchera sans cette formation. Il semble improbable que cette hypothèse puisse tenir, même s'il est difficile de se prononcer sur le sens de la déviation qu'elle introduit dans l'analyse. Une personne peut déclarer forfait parce qu'un emploi lui a été offert ou parce qu'elle n'est pas fiable.

Une autre méthode de référence nous vient de ce qu'on a appellé la technique « boule de neige ». Les participants sont invités à désigner des amis qui étaient dans la même situation qu'eux sur le marché du travail, mais qui ne se sont pas inscrits au programme. Une de ces personnes est ensuite interrogée. Si le participant est incapable de dédigner une connaissance ou s'il est impossible d'interroger les personnes dont il a fourni les noms, alors un intervieweur se rend dans le quartier du participant pour y trouver une personne qui était en chômage lorsque le participant avait un emploi, mais qui ne s'est pas inscrite au programme de formation. Cela semble être une bonne façon d'obtenir un groupe de

référence, mais elle n'a pas la valeur de l'affectation aléatoire. Une autre technique, qui est encore plus coûteuse, consiste à parcourir le quartier du participant sans l'inviter à désigner une connaissance. Cette technique permet d'éliminer toute déviation attribuable au fait que le participant choisisse lui-même une personne-témoin.

3 Ces types de référence n'ont été utilisés dans aucune des études qui ont été passées en revue récemment dans un examen de la documentation sur les programmes d'emploi. Voir, par exemple, Perry et coll., 1975, et Stromdorfer, 1972.

4 Nous avons estimé le changement dans la fonction de la probabilité d'emploi au moyen de la technique des moindres carrés ordinaires. Comme l'a proposé Kiefer (1976), pour estimer l'équation 6.1, le changement de la probabilité d'emploi (ΔPE) autour de la moyenne conditionnelle est calculé en donnant au ΔPE observé une valeur égale au changement attendu de la probabilité d'emploi (ΔPE_e) plus un facteur d'erreur ξ. Cependant, si $\Delta PE_e + \xi_e$ est plus grand que un, alors ΔPE est égal à un; cela signifie qu'un changement supérieur à un de la probabilité d'emploi n'est pas observé. Parallèlement, si $\Delta PE + \xi$ est plus petit que -1, alors ΔPE est égale à -1, parce que le changement de la probabilité d'emploi ne peut avoir une valeur inférieure à -1 (c'est-à-dire un cas allant de l'emploi complet où la probabilité d'emploi (PE) est égale à un jusqu'au chômage complet où PE est égale à zéro). Pour des détails additionnels, voir Kiefer, 1976. Signalons, cependant, que la technique des moindres carrés ordinaires ne cause probablement pas une déviation importante parce qu'aucun des individus de notre échantillon n'occupait un emploi à plein temps ou n'était en chômage complet un an avant et un an après la participation au PCIE. Nous n'avons pas pu appliquer la technique d'estimation du maximum de vraisemblance puisque les données requises n'ont pas été mises à notre disposition par Emploi et Immigration Canada, en raison des règles de confidentialité en vigueur. Il faut signaler l'existence possible d'une déviation de sélection si, par exemple, les employeurs se sont accaparés les travailleurs les plus productifs du groupe des participants au programme et que ces personnes occupaient encore un emploi.

5 Les résultats reflètent peut-être un problème « d'autosélection », c'est-à-dire celui des personnes qui « persévèrent » (craignant de prendre des risques), participant plus longtemps au PCIE et gardant leur emploi plus longtemps.

6 Voir S. Magun, 1982. L'auteur utilise la Base de données longitudinales sur la population active (tout comme nous) pour analyser l'expérience de chômage dans la population active au cours d'une période de temps à peu près identique à celle couverte dans notre étude. Pour des renseignements sur la durée moyenne des périodes d'emploi, voir Glenday et Jenkins, 1981*a*.

Liste des tableaux et graphiques

Tableaux

1-1 Programmes de création directe d'emplois – Nombre de participants et dépenses, Canada, 1977-1985 2
2-1 Programmes de subvention salariale au Canada, 1970-1985 8
2-2 Vue d'ensemble des programmes de subvention salariale de certains pays industrialisés, 1970-1983 12
2-3 Programmes de subvention salariale de certains pays industrialisés – Groupes cibles, 1970-1983 12
2-4 Programmes de subvention salariale de certains pays industrialisés – Durée de la subvention, 1970-1983 13
3-1 Programme de crédit d'impôt à l'emploi – Emplois créés, 1978-1981 19
3-2 Programme de crédit d'impôt à l'emploi – Emplois créés selon le niveau du crédit, 1978-1981 19
3-3 Programme de crédit d'impôt à l'emploi – Emplois créés, par province, 1978-1981 19
3-4 Programme de crédit d'impôt à l'emploi – Crédits d'impôt réclamés, 1978-1984 19
3-5 Programme de crédit d'impôt à l'emploi – Crédits d'impôt réclamés, selon la taille de la société, années d'imposition 1983 et 1984 21
3-6 Répartition des travailleurs engagés en vertu du PCIE, selon la taille de l'entreprise, 1978/1979 21
3-7 Répartition des employeurs participants au PCIE, selon le nombre d'emplois créés, 1978/1979 22
3-8 Répartition de l'embauche en vertu du PCIE, selon l'industrie, 1978-1981 22
3-9 Ventilation des emplois créés en vertu du PCIE, selon la catégorie professionnelle, 1978-1979 22
3-10 Répartition des participants au PCIE, selon le sexe et l'âge, 1978/1979 23
3-11 Situation des travailleurs avant d'occuper leur emploi présent dans le cadre du PCIE, 1978/1979 23
3-12 Principale source de revenu avant d'occuper un emploi dans le cadre du PCIE, 1978/1979 23
4-1 Facteurs déterminants de la probabilité de trouver un autre emploi pour les participants au PCIE, de 1975 à la date d'adhésion au programme 33
4-2 Probabilité estimative moyenne de trouver un autre emploi pour les travailleurs du PCIE, par province, 1979 33
4-3 Facteurs déterminants de la proportion du temps de chômage pendant laquelle les participants au PCIE s'attendent à recevoir des prestations d'assurance-chômage (d), de 1975 jusqu'à la date d'adhésion au programme 34
4-4 Proportion estimative moyenne du temps de chômage pendant laquelle les travailleurs participant au PCIE s'attendent à recevoir des prestations d'assurance-chômage (d), par province, 1979 35
4-5 Le salaire hebdomadaire moyen dans le cadre du PCIE, par province ($\overline{W}_2$), 1979 35

4-6 Frais d'exploitation totaux nets par apprenti pour quatre ans, fondés sur le coût des salaires des professeurs, Ontario 36
4-7 Fourchette de coût estimée pour la formation d'un apprenti dans certains métiers (total, pour une période de quatre ans) en Colombie-Britannique 37
4-8 Salaire horaire des machinistes qualifiés dans le secteur non syndiqué, par province, 1979 37
4-9 Valeur hebdomadaire du temps de loisir (*h*) en période de chômage pour les travailleurs du PCIE, par province, 1979 38
4-10 Estimations d'autres variables, par province, 1979 41
4-11 Coût d'option social hebdomadaire de la création d'un emploi dans le cadre du PCIE, par province, 1979 41
5-1 L'effet de déplacement du PCIE, 1978-1980 49
5-2 Sondage auprès des employeurs ayant participé au PCIE – Taux de réponse, par province, mars 1979 49
5-3 Perte sèche attribuable au PCIE, par province, 1978-1979 50
5-4 L'effet net sur l'emploi du PCIE, 1978-1980 51
5-5 Effet net sur l'emploi de certains programmes de subventions – Données provenant de quelques pays industrialisés 53
5-6 Coût net par année-personne d'emploi créée en vertu du PCIE, par province, 1978-1980 53
6-1 Caractéristiques démographiques des participants au PCIE et du groupe de référence, de 1975 à 1978/1979 56
6-2 Expérience de travail des participants au PCIE et du groupe de référence, selon le sexe, de 1975 à 1978/1979 57
6-3 Estimation du changement de la probabilité d'emploi parmi les participants au PCIE et dans le groupe de référence, un an avant et un an après la participation au PCIE (méthode des moindres carrés ordinaires) 59
6-4 Estimation du nombre total de semaines d'emploi par période parmi les participants au PCIE et dans le groupe de référence, 1975-1980 (méthode des moindres carrés ordinaires) 60
6-5 Estimation du changement dans le salaire hebdomadaire moyen des participants au PCIE et du groupe de référence, un an avant et un an après la participation au PCIE (méthode des moindres carrés ordinaires) 61
6-6 Répartition des salaires des participants au PCIE et du groupe de référence de l'échantillon, un an avant et un an après la participation au PCIE 62
A-1 Sommaire des principaux programmes de subventions à l'emploi dans certains pays industrialisés, 1970-1983 73
B-1 Les caractéristiques des mouvements dans la population active – Les départs à la retraite et les entrées 80
B-2 Les conséquences à court terme et à long terme de la création de 1 500 emplois dans le secteur temporaire 82
C-1 Signification des codes mnémoniques des variables 87
C-2 Calcul des variables utilisées dans le tableau 6-2 89

Graphiques

3-1 Nombre d'emplois créés en vertu du PCIE, par province, 1978-1981 20
4-1 Coût d'option soscial dans des situations sans distorsion 26
4-2 Coût d'option social en présence de distorsions 27
4-3 Coût d'option social de la main-d'œuvre en chômage 28

4-4	Valeur hebdomadaire du temps de loisir en période de chômage pour les travailleurs du PCIE, par province, 1979	39
4-5	Valeur hebdomadaire du temps de loisir en période de chômage et taux de chômage pour les availleurs du PCIE, par province, 1979	40
4-6	Coût d'option social hebdomadaire de la création d'un emploi du PCIE, par province, 1979	42
4-7	Coût d'option social hebdomadaire d'un emploi du PCIE et taux de chômage provincial, 1979	43
4-8	Avantage net hebdomadaire par emploi du PCIE, par province, 1979	44
4-9	Avantage net (salaire moins SOCJ) par emploi du PCIE et taux de chômage provincial, 1979	45
5-1	Nombre net d'emplois créés par suite du PCIE, par province, 1978-1980	52
5-2	Coût budgétaire net par années-personne d'emploi créée par suite du PCIE, par province, 1978-1980	54

Bibliographie

AMEMIYA, T. (1981), « Qualitative response models: A survey », *Journal of Economic Literature*, vol. 19, décembre 1981, pp. 1483-536.

_____ (1973), « Regression analysis when the dependent variable is truncated normal », *Econometrica*, vol. 41, pp. 997-1016.

_____ et F. NOLD (1975), « A modified logit model », *Review of Economics and Statistics* , mai, pp. 255-57.

ASHENFELTER, O. (1978*a*), « Evaluating the effects of the employment tax credit », *Conference Report on Evaluating the 1977 Economic Stimulus Package*, U.S. Department of Labor, Office of the Assistant Secretary for Policy Evaluation and Research.

_____ (1978*b*), « Estimating the effect of training programs on earnings », *Review of Economics and Statistics*, février 1978, pp. 47-57.

_____ (1974), « Effect of manpower training on earnings: Preliminary results », *Proceedings of the 27th Annual Meeting of the IRRA*, Madison, Industrial Relations Research Association, pp. 252-60.

BAILY, M. N. et J. TOBIN (1977), « Macroeconomic effects of selective employment and wage subsidies », *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 2, pp. 511-41.

BANQUE DU CANADA (1979), « Modèle RDXF », Ottawa, septembre.

BEACH, C. M. et S. F. KALISKI (1987), « The distribution of unemployment spells: Canada, 1978-82 », *Industrial and Labour Relations Review*, vol. 40, n° 2, janvier, pp. 254-67.

BECKER, G. (1964), *Human Capital*, New York, Columbia University Press.

BERKSON, J. (1953), « A statistically precise and relatively simple method of estimating the bio-essay with quantal response, based on the logistic function », *Journal of American Statistical Association*, vol. 48, pp. 565-99.

_____ (1951), « Why I prefer logits to probits », *Biometrics*, décembre, pp. 327-59.

BIRCH, D. L. 1981. "Who creates jobs?" *The Public Interest*, vol. 65, pp. 3-14.

BISHOP, J. H. (1981), « Employment in construction and distribution industries: The impact of the new jobs tax credit », *Studies in Labor Markets*, Sherwin Rosen (éd.), Chicago, University of Chicago Press.

_____ et R. HAVEMAN (1979), « Selective employment subsidies: Can Okun's law be repealed? » *American Economic Review*, vol. 69, mai, pp. 124-30.

BISHOP, J. H. et R. LERMAN (1977), « Wage subsidies for income maintenance and job creation », *Job Creation: What Works?* Taggart, R. (éd.), Salt Lake City, Olympus Publishing Company, pp. 39-74.

BISHOP, J. H. et M. MONTGOMERY (1986), « Evidence on firm participation in employment subsidy programs », *Industrial Relations*, vol. 25, n° 1, pp. 56-64.

BOADWAY, R. W. et F. FLATTERS (1981), « The efficiency basis for regional employment policy », *Revue canadienne d'économique*, vol. 14, n° 1, pp. 58-77.

BRECHER, R. A. (1974), « Minimum wage rates and the pure theory of international trade », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 88, pp. 96-116.

BURDETT, K. et B. HOOL (1982), « Effects on the inflation-unemployment trade-off », *Jobs for Disadvantaged Workers: The Economics of Employment Subsidies*, ouvrage publiée sous la direction de R. Haveman et J. L. Palmer, Washington (D.C.), The Brookings Institution, pp. 19-56.

BURTLESS, G. (1985), « Are targeted wage subsidies harmful? – Evidence from a wage voucher experiment », *Industrial and Labour Relations Review*, vol. 39, n° 1, pp. 105-14.

CANADA, MINISTÈRE DE L'EMPLOI ET DE L'IMMIGRATION (1984), *Document d'étude : Formation*, Ottawa, Approvisionnements et Services Canada.

_____ (1981*a*), Rapport du Groupe de travail sur *L'assurance-chômage dans les années 80*, Ottawa, Approvisionnements et Services Canada.

_____ (1981*b*), Rapport du Groupe d'étude sur *L'évolution du marché du travail dans les années 80* (le rapport Dodge), Ottawa, Approvisionnements et Services Canada.

_____, *Rapport annuel*, Ottawa, Approvisionnements et Services Canada, diverses années.

_____ et REVENU CANADA (1978), *Guide relatif au Programme de crédit d'impôt à l'emploi*, Ottawa, Approvisionnements et Services Canada.

CANADA, MINISTÈRE DES FINANCES (1982), *Revue économique*, Ottawa, Approvisionnements et Services Canada.

CLARK, K. B. et R. D. FREEMAN (1980), « How elastic is the demand for labour? », *Review of Economics and Statistics*, vol. 62, n° 4, pp. 509-20.

CLARK, K. B. et L. H. SUMMERS (1980), « Unemployment reconsidered »,*Harvard Business Review*, novembre/décembre, pp. 171-79.

_____ (1979), « Labour market dynamics and unemployment: A reconsideration » *Brookings Paper on Economic Activity*, vol. 1, pp. 13-60.

CONSEIL ÉCONOMIQUE DU CANADA (1983), *L'amorce d'un redressement*, Vingtième Exposé annuel, Ottawa, Approvisionnements et Services Canada.

_____ (1982), *Pénuries et carences – Travailleurs qualifiés et emplois durant les années 80*, Ottawa, Approvisionnements et Services Canada.

_____ (1976), *Des travailleurs et des emplois*, Ottawa, Information Canada.

CONSEIL DU TRÉSOR, (1976), *Guide de l'analyse coût-bénéfice*, Direction de la planification, Secrétariat du Conseil du Trésor, mars.

COOK, P. A.; G. V. JUMP; C. D. HODGINS; et C. J. SZABO (1976), *L'impôt économique des programmes publics axés sur le marché du travail*, Conseil économique du Canada, Approvisionnements et Services Canada.

CURRIE, COOPERS AND LYBRAND LTD (1978), « The costs and benefits of employers of machinists in Ontario », rapport présenté au ministère des Collèges et Universités de l'Ontario, février.

DEAKIN, B. et C. PRATTEN (1981), *Effects of the Temporary Employment Subsidy*. Université de Cambridge, Département d'économie appliquée, *Occasional Paper 53*, Cambridge University Press.

DONNER, A. et M. KLIMAN (1985), « Incentives for job creation », communication présentée à la Conférence économique nationale, Ottawa, 22 et 23 mars.

FÉDÉRATION CANADIENNE DE L'ENTREPRISE INDÉPENDENTE (1977), « The Canadian economy and a proposal for an employment tax credit: A brief presented to the federal government », vol. 14, septembre, p. 6.

FETHKE, G. et S. WILLIAMSON (1976), *Employment Tax Credit as a Fiscal Policy Tool*, mémoire présenté au sous-comité sur la croissance économique du comité conjoint sur les affaires économiques du Congrès des États-Unis, vol. 94, n° 2, Washington (D.C.), U.S. Government Printing Office.

FORTIN, P. (1986), « How 'natural' is Canada's high unemployment rate?" Cahier 8615, Cahier de recherche n° 86-04 du Groupe de recherche en politique économique, Département d'économique, Université Laval, Québec, avril.

_____ (1984), « Unemployment in Canada: A macroeconomic disease in need of a macroeconomic cure », communication présentée à la Conférence intitulée «Unemployment: Can it be reduced? », Centre for Industrial Relations, Université de Toronto, du 28 au 30 novembre 1984.

_____ et K. NEWTON (1982) « Labour market tightness and wage inflation in Canada », *Workers, Jobs, and Inflation*, M. N. Baily (éd.), Washington (D.C.), The Brookings Institution, pp. 243-78.

GERA, S. (1987), « An evaluation of the Canadian employment tax credit program », *Analyses de politiques*, vol. 12, n° 2, pp. 196-207.

_____ (1984), « The efficiency basis and employment impacts of direct job creation in the private sector », thèse de doctorat non publiée, Université Carleton, Ottawa.

_____et A. HASAN (1982), « More on the returns to job search: A test of two models », *Review of Economics and Statistics*, vol. 54, pp. 151-56.

GLENDAY, G. et G. P. JENKINS (1981*a*), « The employment experience of the unemployed », étude préparée pour le Groupe d'étude de la CEIC sur l'évolution du marché du travail dans les années 80, Ottawa.

_____ (1981*b*), *The Unemployment Experience of Individuals*, étude réalisée pour le Groupe d'étude de CEIC sur l'évolution du march du travail dans les années 80, Approvisionnements et Services Canada.

GOLDBERGER, A. S. (1964), *Econometric Theory*, New York, Wiley.

GORDON, R. J. (1973), « The welfare cost of higher unemployment », *Brookings Papers on Economic Activity*, pp. 133-205.

GRAMLICH, E. M. (1981), *Benefit-Cost Analysis of Government Programs*, Englewood Cliffs (N.J.), Prentice-Hall Inc.

HAMERMESH, D. (1978), « Subsidies for jobs in the private sector », *Creating Jobs: Public Employment Programs and Wage Subsidies*, J. Palmer (éd.), Washington (D.C.), The Brookings Institution, pp. 87-122.

_____ (1976), « Econometric studies of labour demand and their application to policy analysis », *Journal of Human Resources*, vol. 11, n° 4, pp. 507-25.

HARBERGER, A. C. (1980), « The social opportunity cost of labour: Problems of concept and measurement as seen from a Canadian perspective », document reprographié.

_____ (1971*a*), « Three basic postulates for applied welfare economics: An interpretive essay », *Journal of Economic Literature*, vol. 9, pp. 785-97.

_____ (1971*b*), On measuring the social opportunity cost of labour », *International Labour Review*, vol. 103, pp. 559-79.

_____ (1970), *Project Evaluation, Selected Papers*, Chicago, Markham Publishing Company.

HARRIS, J. R. et M. P. TODARO (1970), « Migration, unemployment and development: A two-sector analysis », *American Economic Review*, vol. 60, pp. 126-42.

HASAN, A. et P. DE BROUCKER (1985), *Chômage et dynamique du marché du travail*, étude réalisée pour le Conseil économique du Canada, Approvisionnements et Services Canada.

HASAN, A. and S. GERA (1982), *Recherche d'emploi, chômage et gains salariaux sur le marché du travail*, étude réalisée pour le

Conseil économique du Canada, Approvisionnements et Services Canada.

HAVEMAN, R. H. (1980), « Toward efficiency and equity through direct job creation », *Social Policy*, mai-juin, pp. 41-50.

_____ (1978), « The Dutch social employment program », *Creating Jobs: Public Employment Programs and Wage Subsidies*, J. Palmer (éd.), Washington (D.C.), The Brookings Institution, pp. 241-75.

HAVEMAN, R. H. et G. CHRISTIANSEN (1978), « Public employment and wage subsidies in Western Europe and the U.S.: What we're doing and what we know », document préparé pour la Conference on Recent European Manpower Policies organisée par la National Commission for Manpower Policy, 19 au 21 juillet.

HAVEMAN, R. H. et J. KRUTILLA (1968), *Unemployment, Idle Capacity and the Evaluation of Public Expenditures*, publié à l'intention de Resources for the Future Inc., Baltimore (Maryland), The Johns Hopkins Press.

HAVEMAN, R. H. et J. L. PALMER (éds.) (1982), *Jobs for Disadvantaged Workers: The Economics of Employment Subsidies*, Washington (D.C.), The Brookings Institution.

HAVEMAN, R. H. et D. H. SAKS (1985), « Transatlantic lessons for employment and training policy », *Industrial Relations*, vol. 24, n°1, hiver 1985.

JACKMAN, R. A. et P. R. G. LAYARD (1980), « The efficiency case for long-run labour market policies », *Economica*, août, pp. 331-49.

JENKINS, G. P. et C.-Y. KU (1981), « On measuring the social opportunity cost of permanent and temporary employment: A reply », *Revue canadienne d'économique*, vol. 14, n° 4, pp. 708-12.

_____ (1978), « On measuring the social opportunity cost of permanent and temporary employment », *Revue canadienne d'économique*, vol. 11, n° 2, pp. 220-39.

JENKINS, G. P. et C. MONTMARQUETTE. (1979), « Estimating the private and social opportunity cost of displaced workers », *Review of Economics and Statistics*, vol. 61, n° 3, pp. 342-53.

JENNESS, R. A. (1984), *Ajustement positif dans les politiques sociales et de main-d'œuvre*, Organisation de Coopération et de Développement économique.

KALDOR, N. (1936), « Wage subsidies as a remedy for unemployment », *Journal of Political Economy*, vol. 44, pp. 721-42.

KESSELMAN, J. B.; S. WILLIAMSON; et E. BERNDT (1977), « Tax credits for employment rather than investment », *American Economic Review*, juin, pp. 339-49.

KIEFER, N. M. (1976), « The economic benefits from manpower training programs », document d'analyse technique n° 43, Office of Research and Evaluation, U.S. Department of Labor.

KOPITS, G. F. (1978), « Wage subsidies and employment: An analysis of the French experience », *I.M.F. Staff Papers*, vol. 25, n° 3, pp. 494-527.

LAYARD, P. R. G. (1979), « The costs and benefits of selective employment measures: The British case », *British Journal of Industrial Relations*, vol. 17, pp. 187-204.

LAYARD, P.R.G. et S. NICKELL (1983), « Marginal employment subsidies again: A brief response to Whitley and Wilson », *The Economic Journal*, vol. 93, pp. 881-82.

_____ (1980), « The case for subsidizing extra jobs », *The Economic Journal*, mars, pp. 51-73.

LERMAN, R. I. (1982), « A comparison of employer and worker wage subsidies », *Jobs for Disadvantaged Workers: The Economics of Employment Subsidies*, Haveman et Palmer (éds.), Washington (D.C.), The Brookings Institution.

LUSKIN, D. (1986), « The case for subsidizing extra jobs: A comment », *The Economic Journal*, vol. 96, pp. 212-15.

MAGUN. S. (1982), « Unemployment experience in Canada: A five-year longitudinal analysis », communication présentée à la rencontre de l'Association canadienne d'économique, Université d'Ottawa, 4 au 6 juin.

MEDOFF, J. L. (1979), « Layoffs and alternatives under trade unions in U.S. manufacturing », *American Economic Review*, vol. 69, n° 3, pp. 380-95.

METCALF, D. (1982), *Alternatives to Unemployment: Special Employment Measures in Britain*, Londres, Policy Studies Institute.

O'NEILL, D. M. (1982), « Employment tax credit programs: The effects of socioeconomic targeting provisions », *The Journal of Human Resources*, vol. 17, n° 3, pp. 449-59.

ORGANISATION DE COOPÉRATION ET DE DÉVELOPPEMENT ÉCONOMIQUE (1983), *Perspectives de l'emploi*, Paris, OCDE.

_____ (1982), *Les primes d'invitation à la création d'emploi*, Paris, OCDE.

_____ (1980), *Création directe d'emplois dans le secteur public*, Paris, OCDE.

ORGANIZATION INTERNATIONALE DU TRAVAIL (1979), *Marginal Employment Subsidies: Issues and Evidence*. World Employment Programme, Working Papers WEP2-24/WPIX, Genève.

PALMER, J. L. (éd.) (1978), *Creating Jobs: Public Employment Programs and Wage Subsidies*, Brookings Studies in Social Economics, Washington (D.C.), The Brookings Institution.

PARSONS, D. O. (1980), « Unemployment, the allocation of labour, and optimal government intervention », *American Economic Review*, vol. 70, n° 4, pp. 626-35.

PERLOFF, J. M. et M. L. WACHTER (1979), « The new jobs tax credit: An evaluation of the 1977-78 wage subsidy program », *American Economic Review*, vol. 69, n° 2, pp. 173-79.

PERRY, G. L. et coll. (1975), *The Impact of Government Manpower Programs*. Industrial Relations Unit. Philadelphie, The Wharton School.

Rapport de la Commission royale sur l'Union économique et les perspectives de développement du Canada (1985), Commission Macdonald, vol. 2, Approvisionnements et Services Canada.

ROBERTSON, M. (1986), « Long-term unemployment in the Canadian labour market: A longitudinal perspective », *American Journal of Economics and Sociology*, vol. 45, n° 3, pp. 277-88.

ROY, A. S. (1984), « Employment impacts of alternative government initiatives and related evaluation criteria », document reprographié, Division des études sur le marché du travail, Emploi et Immigration Canada, Ottawa.

SCHMID, G. (1979), « The impact of selective employment policy: The case of a wage-cost subsidy scheme in Germany, 1974-75 », *The Journal of Industrial Economics*, vol. 27, n° 4, pp. 339-58.

SCHUYPP, J. (1980), « The cost of employer-based training », *Labour Research Bulletin*, juillet, pp. 29-36.

SCHWANSE, P. (1982), « European experience », *Jobs for Disadvantaged Workers: The Economics of Employment Subsidies*, Haveman et Palmer (éds.), Washington (D.C.), The Brookings Institution.

SMITH, D. C. (1983), « Labour market imbalances in the 1980s: A review of three perspectives », *Canadian Labour Markets in the 1980s*, compte rendu d'une conférence tenue à l'Université Queen's, les 25 et 26 février, publié par le Centre des relations industrielles de l'Université Queen's, pp. 17-39.

SOLOW, R. M. (1980) « Theories of unemployment », *American Economic Review*, vol. 70, n° 1, pp. 1-11.

STORMDORFER, E. (1972), *Review of Synthesis of Cost-Effectiveness Studies of Vocational and Technical Education*, Columbia, ERIC, 1972.

SUGDEN, R. et A. Williams (1978), *The Principals of Practical Cost-Benefit Analysis*, Oxford University Press.

TANNENWALD, R. (1982), « Are wage and training subsidies cost effective? – Some evidence from the new jobs tax credit », *New England Economic Review*, Boston, Federal Reserve Bank of Boston, septembre-octobre, pp. 25-34.

THEIL, H. (1970), « On the estimation of relationships involving qualitative variables », *American Journal of Sociology*, vol. 76, pp. 103-54.

The Wall Street Journal (1982), « Union organizer faces harder job . . . » juillet 30, p. 1.

TOBIN, J. (1958), « Estimation of relationships for limited dependent variables », *Econometrica*, vol. 16, pp. 24-36.

TRAVAIL CANADA (1979), « Wage rates, salaries and hours of labour », diverses provinces, octobre.

UNITED NATIONS (1984), *Economic Survey of Europe in 1983*, Commission économique pour l'Europe, Genève, New York.

WEINER, S. E. (1985), « Creating jobs with enterprise zones », *Economic Impact*, vol. 49, n° 1, pp. 58-65.

WHITLEY, J. D. et R. A. WILSON (1983), « The macroeconomic merits of a marginal employment subsidy », *The Economic Journal*, décembre, pp. 862-80.

Conseil économique du Canada

Economic Council of Canada